Income Security Programs
Analysis of Factors Influencing Planned and Actual Retirement Decisions

Strategic Evaluation and Monitoring
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Prepared by:
Morley Gunderson

May 2001

SP-AH084-05-01E

106-02405/

Table of Contents

1. Background 1

2. Data 3

3. Distribution of Planned Age of Retirement 5

4. Descriptive Statistics for Variables Influencing Retirement 9

5. Regression on Planned Retirement Age: "Never Retire" Excluded 11

6. Regression on Planned Retirement Age: Imputed for "Never Retire" 15

7. Regression Analysis of the Actual Retirement Decision 19

8. Summary Discussion of Regression Results 23

Appendix 1 Logit Coefficients and Changes in Probabilities (dp/dx) Compared to OLS Coefficients, Retirement Equations 42

List of Tables

Table 1A Planned Retirement Age (Employed Persons 45+) 26

Table 1B Planned Retirement Age (Employed Persons 45+; "Never Retire" Given Imputed Retirement Age Based on Life Expectancy) 27

Table 1C Planned Retirement Age (Employed Persons 16-44) 28

Table 1D Planned Retirement Age (Employed Persons 16-44+; "Never Retire" Given Imputed Retirement Age Based on Life Expectancy) 29

Table 2A Descriptive Statistics for Variables Influencing (Employed Persons 45+; Excluding Persons Indicating "Never Retire" 30

Table 2B Descriptive Statistics for Variables Influencing (Employed Persons 45+; Including Persons Indicating "Never Retire" 32

Table 2C Descriptive Statistics for Variables Influencing Actual Retirement (Employed Persons 45+) 34

Table 3A Planned Retirement Age: Ols Regression (Employed Persons 45+; Excluding Persons Indicating "Never Retire") 36

Table 3B Planned Retirement Age: Ols Regression (Employed Persons 45+; Imputed Retirement Age for Persons Indicating "Never Retire") 38

Table 3C Actual Retirement Decision: Ols Regression (Employed Persons 45+) 40

1. Background

The retirement decision essentially is a decision not to continue participating in labour market activities. As such, it is conventionally "modelled" in the context of the income-leisure choice perspective of economics.[1] Individuals will retire if their expected well-being or utility when retired exceeds their well-being if they continue to participate in labour market activities. The calculation is a forward-looking one, based on expectations of future factors in the state of retirement versus continued employment.

This framework provides a convenient way of analyzing the expected effect on the retirement decision of a wide range of factors that can influence that decision. These include personal and labour market characteristics of the individual and his or her family circumstances, as well as institutional factors, including the financial incentives embodied in public and private pension plans, as outlined in the simulations.

This paper provides an econometric analysis of a wide range of factors believed to influence the retirement decision. It is based on Statistics Canada's General Social Survey (GSS), Cycle 9, the best currently available data base for this kind of investigation of Canada's changing retirement patterns. The analysis focuses on two measures of retirement, used as dependent variables. The first is a self-reported measure of the respondent's planned age of retirement. The second is the actual retirement decision from a group of potential retirees.

The analysis proceeds as follows. First, the data set and its construction are briefly described. Second, the distribution of the planned ages of retirement is portrayed separately for persons 45 and older and for younger persons age 16-44. Third, the explanatory variables used in the subsequent regression analysis are briefly discussed. Fourth, the econometric results of the regression analysis are presented separately for planned age of retirement and for the actual retirement decision. Fifth, the overall results are summarized.

1 Early studies that use this framework include Boskin (1977), Boskin and Hurd (1978), and Quinn (1977).

2. Data

The econometric analysis is based on the General Social Survey (GSS), Cycle 9, conducted in 1994, which, among other things, examined Canada's changing retirement patterns. While Statistics Canada's GSS series deals with general social phenomena, emphasizing demographics, social characteristics and living conditions, GSS Cycle 9 focused on issues of work and retirement. Thus, it is highly appropriate for an analysis of the factors influencing the retirement decision. Other cycles, done in other years and repeated every 5 years, deal with other issues, notably health, time use, personal risk, and family and friends.

The following exploratory variables were examined as potential determinants of the retirement decision: respondent's gender, education, age, health status, spousal status, non-labour market income, region, covered by a collective agreement, industry and occupation prestige.[2]

The target population of the GSS is all persons age 15 and over living in the 10 provinces and not residing full-time in institutions. The sample for Cycle 9 consists of 11,876 respondents, with a disproportionate number of those age 55 to 74, given the emphasis on retirement issues. The survey was conducted through computer-assisted telephone interviewing.

In our analysis, two dependent variables are utilized: (1) the planned age of retirement[3] for persons who had not already retired, and (2) the actual retirement decision, as indicated by a dummy variable coded 1 if the person had retired in the previous 5-year period, 1990-94 (i.e., RET90 = 1) and 0 if they continued in employment. The 5-year period had to be used because, for confidentiality purposes, the Public Use files aggregate the retirees into groups of years when they retired (e.g., 1990-94, 1985-89, 1980-84 etc.).

Because the focus is on retirement plans or retirement decisions, the data set had to be restricted to persons who were employed or previously employed and could reasonably be considered to be making retirement plans or retirement decisions. This entailed the use of certain "screens" or filters to select such persons.

The screen for the subsample used to analyze the planned age of retirement first entailed selecting persons who provided a planned age of retirement, including the response that

---

2 Besides individual pension wealth accrual effects, important determinants of the retirement decision could not be included in these estimations. These included the potential employability by occupation category in 1995 or economy-wide macro determinants of demand for different categories of older worker labour, assuming these individuals were willing and able to work. The occupational status of these individuals could not be easily categorized.

3 The mnemonic from the codebook for this variable is DVEXREAG. In the subsequent text, all such mnemonics are denoted in capital letters.

they "do not intend to retire" (DVEXREAG < 997).[4] (Our treatment of the "do not intend to retire" response is detailed subsequently.) From the original sample of 11,876, this yielded a subsample of 6,042.

The second filter entailed selecting persons whose main activity in the past 12 months was working at a job or business (DVG2 = 1). This reduced the sample size to 4,180, of whom 1,518 were 45 and older (DVAGEGR > 7) and 2,662 were between the ages of 16 and 44. These are the sample sizes for the simple tabulations of planned ages of retirement for persons 45 and older given in Tables 1A and 1B and persons 16-44 given in Tables 1C and 1D.

The econometric analysis of the *planned* age of retirement was restricted to the subsample of 1,518 persons 45 and older because of the desire to ascertain the importance of such institutional features as employer pension plans. These are the employees who are most likely to know their pension plan features and hence to have their retirement plans shaped by those features.

The econometric analysis of the *actual* retirement decision was restricted to the subsample of persons who are potential retirees and who are making a decision to retire or continue working in the labour market. This was done by selecting persons 45 years of age and over (DVAGEGR > 7) whose main activity 5 years ago was working at a job or business (DVACT5YR = 1). The main activity of 5 years ago had to be used because the retirement decision was based on the previous 5-year period, 1990-94. From the original sample of 11,876, this yielded a subsample of 2,692 potential retirees,[5] of whom 487, or 18 percent, had retired within the last 5 years (1990-94).

Because the actual retirement decision was based on whether the person had retired in the previous 5-year period, 1990-94, it was necessary to use information for the persons' industry and occupation, as well as their coverage by a collective agreement and employer pension plan that referred to their status immediately before that 5-year period.[6] In essence, it would not be possible to use their contemporaneous 1994 information if they had already retired, in which case they would not have an industry or occupation or be covered by a collective agreement or employer pension plan.

---

4 The coding gives the planned age of retirement for those who provided a planned age, with the code 996 given to those who say they "do not intend to retire", 997 for "not applicable", 998 for not known, and 999 for not stated. Therefore, <997 picks up all persons who provided a planned age of retirement including "do not intend to retire".

5 This is the sample size for the analysis of the actual retirement decision as used in Table 2C and 3C. They do not correspond to any of the numbers in the tables dealing with the planned age of retirement.

6 This entailed using the following variables from the GSS Cycle 9 codebook. For the industry designation 5 years ago, DVIND5YR, for both retirees and those currently employed. For the PINEO occupational designation 5 years ago, DV5YRPIN, for both retirees and those currently employed. For collective agreement coverage, DVCON5YR for retirees; and for the employed, H42A = 1 (union member) or H43B = 1 (non-member but covered by a collective agreement). For coverage by an employer-sponsored pension plan, K13 = 1 for retirees (i.e., received retirement income from employer) and H34A = 1 for the employed (i.e., covered by an employer-sponsored retirement plan).

3. *Distribution of Planned Age of Retirement*

Employed Persons Age 45+: Table 1A presents the distribution of the self-reported planned age of retirement for the 1,518 employed persons age 45 and over in the data set and who had not already retired.[7] Clearly, there are large "spikes," or bunching up of the planned retirement ages at specific ages, as suggested in section 4, notably age 65 (25 percent of respondents), age 60 (21 percent of respondents), and age 55 (13 percent of respondents).

Overall, almost 60 percent of the respondents who had stated their retirement preferences and who had not already retired planned to retire at one of those three specific ages. Obviously, this does not reflect those persons who had already retired at those ages, since they would not be included in the data set, which is limited to persons who had not already retired and therefore could have a planned retirement age.

The last column of cumulative percents indicates that for persons 45 and over who had not already retired, 17 percent planned to retire by age 55, 45 percent planned to retire by age 60, and almost 80 percent planned to retire by age 65.

The other notable feature of the table is that 17 percent of the respondents who made a specific statement about their retirement age indicated that they do not intend to retire (last row). This is a large figure, especially considering that a substantial portion of respondents would be subject to a mandatory retirement policy. Although such persons only have to retire from their existing employment relationship and not necessarily from the labour force itself, it still would be a constraining influence on most employees.

The large numbers of those who indicated that they do not intend to retire suggests that the distribution of planned retirement ages would be much more pronounced at the later ages if these persons were included in that distribution. Alternatively stated, the small numbers in the category of post-65 planned age of retirement would be considerably expanded if the 17 percent of the workforce who indicated that they do not intend to retire is distributed throughout those older planned ages of retirement. Obviously, workers should be regarded as having an "older" planned age of retirement if they indicate that they plan never to retire. The question is at what age?

One reasonable assumption is that the statement "I do not intend to retire" means "I won't retire until I die." This could be an upper bound on the planned retirement age, since the

---

7 The tabulations represent the 1,518 persons who responded with a specific planned retirement age or with the specific statement that they do not intend to retire. It does not include the 1,306 respondents who said that they "do not know", nor does it include the 46 respondents who did not state a planned retirement age. The latter two figures are never used in the analysis.

person may be compelled to retire for reasons such as ill health prior to death, although of course this can also apply to all persons who did give a planned retirement age. For illustrative purposes, it may be informative to distribute those who indicated that they "do not intend to retire" throughout the latter planned ages of retirement. One such hypothetical distribution would be based on their remaining life expectancy.

Employed Persons 45+, "Never Retire" Imputed from Life Expectancy: Table 1B essentially distributes the "never retire" group throughout the latter planned ages of retirement based on their remaining life expectancy. Their remaining or conditional life expectancy is the appropriate figure, since the conditional life expectancy at a given older age is considerably higher for the "survivors" than is their unconditional life expectancy at birth. By virtue of the fact that they have already survived to a given age, they presumably have characteristics that make it likely that they will survive longer than the average person born in the same year.

Essentially, persons who indicated that they intend not to retire are in our analysis given a planned retirement age equal to their given age plus their remaining life expectancy.[8] The calculations are done separately for males and females, given the considerably longer life expectancy of females (e.g., 4 years longer for females than males at age 65).[9]

As illustrated in Table 1B, when persons who indicated that they never plan to retire are given a planned retirement age based on their remaining life expectancy, the planned retirement ages at later years obviously become more prominent. The earlier "spikes" at ages like 65, 60 and 55 remain, but there is, following this adjustment, a substantial portion of employees who expect to retire at ages of 75 and over.

This suggests that there is a substantial pent-up demand for delayed retirement in the years beyond the normal retirement age of 65. This is the case, whether one uses the response of "don't intend to retire" (as in Table 1A) or the group is distributed to later planned years of retirement based on remaining life expectancy (as in Table 1B). Whether the pent-up demand for postponed retirement reflects a desire to continue working because of the intrinsic satisfaction of work or out of economic necessity is not ascertainable from a simple distribution of planned ages of retirement.

---

8 The conditional life expectancy figures are from Statistics Canada, Life Tables, Canada and Provinces, N°. 84-537, 1995.

9 By way of illustration, a male who indicated that he did not plan to retire and who was age 47 would be given a planned age of retirement of 77, based on his remaining life expectancy of 30 years. A male who is 5 years older at age 52 would be given a planned age of retirement of 78, based on his remaining life expectancy of 26 years. In effect, even though he is 5 years older, his remaining life expectancy drops by only 4 years and not 5, reflecting the fact that conditional life expectancy increases for surviving cohorts. Because the conditional life expectancy increases by 1 year (from age 77 to 78) for such persons who are 5 years older, the planned age of retirement increases by 1 year for such persons. As such, planned retirement ages become somewhat "bunched," since the longer remaining life expectancy somewhat offsets the effect of aging.

A similar female age 47 would be given a planned age of retirement of 83 (compared to 77 for males) based on her longer remaining life expectancy of 36 years. This highlights that females who indicated that they never plan to retire would be given a later planned age of retirement than males, given the longer remaining life expectancy of females.

In essence, while there is considerable "bunching" of planned ages of retirement at specific ages like 65, 60 and 55, there is also considerable diversity in planned ages of retirement. While age 65 is the most common planned age of retirement, it is the expected age for only a little over one-fifth of the older workforce who report a planned age of retirement or give the explicit statement that they do not intend to retire. The planned age of retirement can be characterized as exhibiting considerable diversity, with some well-defined spikes.

The spikes appear to reflect two factors. First, they occur at the ages when institutional features of public and private pension plans apply. Specifically, age 65 is the age of receipt of normal CPP/QPP benefits, and it is the common age of normal retirement in private occupational pension plans, which are also often accompanied by mandatory retirement. Age 60 is the age of eligibility for early CPP benefits, and ages 60 to 62 are common ages for special early retirement in private occupational pension plans. In the latter case, there is no actuarial adjustment to offset the fact that pensions are received earlier and for a longer period of time. Age 55 is a common age for subsidized early retirement in private occupational pension plans. Thus, these results are consistent with a number of findings from our simulations in section 4.

Second, the spikes also likely reflect "rounding" to 5-year designations (e.g., 60, 55, 50) on the part of respondents, as they are all 5 years apart, surrounding the "normal" retirement age of 65. Small spikes also occur, for example, at ages like 50, 70 and 75, even though there is no evidence of any different financial incentives under public or private pension plans at those ages. Such "rounding," however, could not explain the large spikes that occur at ages like 65, 60 and 55, suggesting that the previously discussed financial incentives of public and private pension plans are important influences on the planned ages of retirement.

Employed Younger Persons Age 16-44: Tables 1C and 1D repeat the previous analysis of the planned age of retirement but for younger persons age 16-44, when persons who do not plan to retire are grouped in that separate category (Table 1C) and when they are distributed throughout the planned ages of retirement based on their remaining life expectancy (Table 1D). The main purpose of this exercise is to ascertain whether younger persons have significantly different retirement perspectives than do older employees.

The tabulations suggest strongly that younger workers plan to retire much earlier than do older workers. For example, when Tables 1C (younger workers age 16-44) and 1A (older workers age 45+) are compared, the most common (modal) planned age of retirement for younger workers is age 55 (31 percent), compared to age 65 (25 percent) for older workers. A substantial number of younger workers (10 percent) even planned to retire at age 50.

As was the case for older workers, the spikes at specific ages of 5-year intervals are prominent, but for younger workers the spikes have all shifted to earlier ages. This is perhaps most clearly illustrated by the cumulative distribution. For older workers, 45 percent of the workforce planned to retire by age 60; for younger workers, a comparable

figure of 47.5 percent was reached by age 55. The effect is even more dramatic at earlier retirement ages. For older workers, only 17 percent of the workforce planned to retire by age 55; for younger workers, 48 percent planned to retire by that age.

The pattern of earlier planned retirement ages for younger workers is also apparent when comparisons are made amongst persons who indicated that they did "not intend to retire". Seventeen percent of the older workforce who responded with a specific statement about their retirement plans indicated that they did not intend to retire, compared to only 10 percent of the younger workforce who gave such an indication.

Similar patterns of earlier planned ages of retirement and earlier retirement spikes are prevalent when those who indicated that they did not plan to retire are distributed amongst the planned retirement ages according to their remaining life expectancy.

The strong pattern of earlier planned ages of retirement amongst younger persons is all the more remarkable given that they can also anticipate a longer life expectancy and hence a much longer post-retirement period. Furthermore, it is at odds with the stereotype which is now popular, of the X-Generation never being able to afford the luxuries of their parents, including the luxury of amassing sufficient savings to be able to afford to retire early. This is especially the case if the younger generations may also inherit considerable financial burdens associated with supporting liabilities of pay-as-you-go pensions for a rising proportion of seniors.[10]

In spite of these forces which could work against their being able to retire earlier, younger workers have clear plans to retire at a younger age than do their older counterparts. Of course, their plans may never come to fruition; nevertheless, this highlights that the expectations amongst younger workers are in the direction of earlier retirement, and the magnitudes are quite substantial.

[10] Of course, younger generations also stand to inherit considerable financial wealth from older generations.

4. *Descriptive Statistics for Variables Influencing Retirement*

As indicated previously in the literature review and in the theoretical discussion of the determinants of the retirement decision, a wide range of factors are believed to influence that decision. Some of these factors that are available in the GSS data base and that are included as explanatory variables in the subsequent regression analysis are discussed in this section. **This section can readily be skipped by persons interested only in the results and not in the data that "produce" such results.** The descriptive statistics include: the number of observations or cases with information on each variable (hence illustrating missing values); the minimum and maximum values; the mean value (which is the proportion of observations in that category for categorical independent variables); and a measure of the variance (i.e., the standard deviation).

These descriptive statistics are provided separately for the three subsamples that enter each of the three subsequent regression analyzes. In all cases, the regression analysis is restricted to persons age 45 and over. The tables of descriptive statistics differ with respect to the dependent variable (planned age of retirement in Tables 2A and 2B versus the actual retirement decision in Table 2C). The planned age of retirement regressions also differ with respect to whether respondents who indicated that they did not plan to retire are omitted from the analysis (Table 2A) or given an imputed planned age based on their remaining life expectancy (Table 2B). Since Table 2C deals with the actual and not planned retirement decision, there is no "never retire" group to distribute in that analysis.

The discussion of the descriptive statistics will be brief and focus on Table 2A, describing the variables that enter the planned age of retirement regression when persons who indicated that they did not plan to retire are excluded from the analysis. This discussion sets the pattern for the other tables of descriptive statistics.

As indicated in Table 2A, the sample size for the regressions which exclude respondents who indicated that they did not plan to retire is 1,266. This corresponds to the 1,518 observations in the frequency distribution of planned retirement age of Table 1A, less the 252 who indicated that they did not plan to retire. As indicated in the first column, all variables in this subsample have the full sample size of 1,266, indicating that none of the observations (respondents) had missing values on any of the variables.

Since all variables but one are categorical variables, they have a minimum value of 0, denoting not being in that category, or a maximum value of 1 if the observation fell in that category.

The mean values indicate that 59 percent of the respondents are male; and 41 percent, female. The age categories indicate that 34 percent are in the age group 45-49, with only 2.2 percent in the age group 65-69 and less than 1 percent in the age group 70 and over.

A substantial portion (26 percent) of these older workers have less than high-school education, with 22 percent being university graduates. The most prominent spousal category is spouse working (46 percent), with 4 percent having a retired spouse and 2 percent having a spouse who is ill. The respondents were roughly evenly divided with respect to their health being good, very good and excellent, with 1.4 percent reporting their health as poor and 7 percent reporting it as fair.

Only 2 percent had reported receiving other income over the past 12 months (e.g., child support, scholarships), with 36 percent reporting that they received interest income over the past year and 83 percent being home owners. Over two-thirds (68 percent) reported that they were covered by a collective agreement, which is considerably higher than the coverage rate for the workforce as a whole (37 percent) or even that for workers 45 and older (around 47 percent)[11]. Approximately 42 percent were covered by an employer pension plan, which is representative of the 34 percent of the labour force covered by pension plans around that time.[12]

The only non-categorical, continuous independent variable is the occupational prestige index. This is the PINEO index of occupational prestige, reversed in direction so that it goes from a low of 1 to a high of 16, with a mean of 8.5. The industrial and regional distributions of the workforce are representative of their distributions in the economy as a whole. The mean planned retirement age is 61 years.

As indicated in Table 2B, the sample size increases to 1,518 when the 252 responses of those who indicated that they did not plan to retire are distributed to different planned retirement ages based on their remaining life expectancy. The mean planned retirement age also increases to 64.3 years when these observations are included. In this subsample, there are a few missing values, although that is uncommon and exists only for the financial variables of received "other income" (n=1,515, indicating three respondents did not reply to this question), "received interest income" (n=1,515), and "home owner" (n=1,501).

Table 2C provides the descriptive statistics for the variables used in the regression on the actual retirement decision. The sample size increases to 2,692 because these regressions also include persons who retired in the previous 5-year period (while the regressions on the planned age of retirement obviously only included persons who had not yet retired). The mean value of 0.1809 for the "retired" dummy indicates that 18 percent of the respondents had self-reported themselves as retired over the 5-year period of 1990 to 1994. Missing values occurred only for the "home ownership" variable (n=2,641, indicating that 51 respondents did not reply to this question).

---

11 In 1990, coverage was 48.4 percent for workers age 45-54 and 44.6 percent for workers age 55-69 (Murray, G. "Unions: Membership, Structures and Action." In Union-Management Relations in Canada. 3rd Edition. Edited by M. Gunderson and A. Ponak. Toronto: Addison-Wesley, 1995, p. 166).

12 Statistics Canada, Pension Plans in Canada, N°. 74-401, 1996, p. 19.

5. Regression on Planned Retirement Age: "Never Retire" Excluded

Table 3A reports the regression results (ordinary least squares) for the dependent variable planned age of retirement, when those who reported that they never planned to retire are excluded from the analysis. The sample size of 1,266 corresponds to the 1,518 total respondents in Table 1A, less the 252 who responded that they did not plan to retire.[13]

The coefficient[14] on the "male" dummy variable indicates that other things equal, the planned retirement age for males was almost 1 year (79 percent of a year) later than for females.

The planned retirement age increases substantially with the age of the respondent. Relative to the omitted reference category of age 45-49, the planned retirement age is 1.4 years greater (later) for persons age 50-54, rising to 3.3 years greater (later) for persons age 55-59, 5.3 years greater for persons age 60-64, 9 years greater for persons age 65-69, and 13 years greater for persons age 70 and over. In essence, every 5-year increment in age is associated with a 2- to 4-year increase in the planned age of retirement. Other things equal, younger workers (even for workers age 45 and over) clearly plan to retire earlier.

This substantiates the earlier results of Tables 1A and 1C, where the frequency distributions of planned retirement ages were substantially higher (later) for older workers, 45 and older, compared to younger workers, age 16-44. It suggests that the earlier relationship prevails even after controlling for a wide range of other determinants that can affect the planned age of retirement.

Some of this strong positive relationship with age likely reflects the fact that older persons who remain in the labour force have, by not already retiring, revealed their preference for a later retirement age. This is still useful information, however, since it does highlight the strong preferences of such "stayers."

The large coefficients for the age groups 65-69 and 70 and over (indicating the additional years they would work, compared to the 45-49 age group) also highlight the potential role

---

13 For observations that had a missing value on a variable, the mean value of that variable was substituted for the missing value. As indicated in the descriptive statistics tables (2A, 2B, 2C), such missing values were rare and they were confined exclusively to the financial status variables of received interest income, received other income, or owned a home.

14 In all of the regression results that follow, the coefficients are statistically significant if they exceed the critical t-values of 1.65 and 1.96, respectively, at the 0.10 level and 0.05 level, based on a two-tailed test. In general, when the coefficients are discussed in the text, they are statistically significant unless otherwise stated.

of the financial incentives of private pension plans. Such workers are beyond the age at which early and special retirement features would apply if they had pension plans with such features. Without any such incentives towards early retirement, they clearly plan to work much longer, even in spite of their age.

There is not a strong pattern with respect to education, although university graduates plan to retire about two-thirds of a year later (70 percent of a year) than do persons with less than a high-school education.

Persons whose spouse is working in the labour market or keeping house plan to retire almost 1 year earlier, and persons whose spouse is already retired plan to retire slightly more than 1 year earlier, compared to persons without a spouse. This illustrates the complementary nature of retirement plans within the family. Alternatively stated, it highlights that persons without the family ties of a spouse are more likely to continue working.

The planned age of retirement continually increases with the health status of the individual. Relative to persons in poor health, the planned age of retirement increases by 2.5 years for persons who report their health as fair, rising to 3 years for persons who report their health as excellent.

Although the measures of non-labour market income are crude, they do suggest that higher wealth enables people to afford retirement. Specifically, persons who received interest income (and hence who have savings that generate that income) plan to retire earlier, although the magnitude of the effect is small (one-half of a year). Persons who own a home plan to retire about 2 years earlier than do people who do not own a home. This likely reflects the retirement-inducing effect of higher wealth associated with home ownership and may also reflect the greater potential for "tinkering around the house" after retiring.

Persons covered by a collective agreement plan to retire about one-third of a year earlier than do persons not covered by an agreement, albeit the effect is statistically insignificant.

As will be discussed subsequently, this effect is much larger when persons who say that they never plan to "retire" are given an imputed retirement age based on their remaining life expectancy, which highlights that persons covered by a collective agreement were not likely to respond that they never planned to retire. That is, persons not covered by a collective agreement were more likely to respond that they never planned to retire and hence to be assigned a higher planned retirement age based on their life expectancy.

Persons with an employer defined-benefit pension plan expect to retire about 1.3 years earlier than persons who are not covered by a plan. This likely reflects the wealth effect of such plans, since they enable people to afford to retire. It may also affect the financial incentives or subsidies towards early retirement that are often embodied in such plans, especially through their early and special retirement features. The crude nature of this variable, however, precludes more precise statements about the retirement-inducing effects of such plans.

The significant negative coefficient on the occupational prestige index[15] indicates that persons in high-status occupations plan to retire sooner. This suggests that the wealth effect of such high-status occupations dominates any tendency to postpone retirement emanating from the prestige and likely higher wage associated with continued employment. The magnitude of the coefficient indicates that each unit increase in the index (which ranges from a low of 1 to a high of 16) is associated with a reduction of 0.08 (i.e., less than one-tenth of a year) in the planned age of retirement. Alternatively stated, persons at the highest end of the scale have a planned age of retirement that is 1.3 years younger (16 x -0.08) than do persons at the lowest end of the scale.

There is little variation in the planned age of retirement across industries after controlling for other factors believed to influence the retirement decision. All of the industry variables are statistically insignificant.

Persons in Quebec plan to retire almost 1 year earlier than do persons in Ontario, and persons in the Atlantic provinces plan to retire about six-tenths of a year earlier than do persons in Ontario. Planned retirement ages in the other provinces are similar to those in Ontario (but their coefficients are small and statistically insignificant).

15 The occupational prestige index ranges from 1 to a high of 16 for occupations from lowest to highest status.

6. Regression on Planned Retirement Age: Imputed for "Never Retire"

Table 3B repeats the previous regression analysis on the planned age of retirement, but it includes persons who reported that they never plan to retire. They are given a planned retirement age based on their remaining life expectancy. As such, the sample size increases from 1,266 to 1,518, since it includes the 252 persons in this GSS analysis who stated that they plan never to retire. The distribution of planned retirement age for such persons was illustrated previously in Table 1B, and their descriptive statistics were illustrated previously in Table 2B.

Not surprisingly, the regression results sometimes changed (usually by becoming more pronounced), since these persons who indicated that they never plan to retire are distributed into the later planned retirement ages (as illustrated in Table 1B). Furthermore, women who are distributed in this fashion are likely to have later planned ages of retirement, reflecting their longer life expectancy. To minimize repetition with the previous analysis, the discussion here will focus on the main differences between these results and those of Table 3A, where the "never retire" were excluded.

When those who indicated they will "never retire" are distributed into the later retirement ages according to their remaining life expectancy, the gender coefficient remains positive but becomes statistically insignificant. Males now have a planned retirement age that is similar to that of females, rather than being later than that of females, as was the case when those who indicated that they never planned to retire were excluded from the analysis. This clearly reflects the fact that women who plan never to retire are given a later planned age of retirement because of their longer life expectancy. This may also reflect the fact, however, that women may have indicated that they never plan to retire because they are less likely to have an employer pension plan with its retirement-inducing features or that if they have such a plan they may want to continue working to accumulate service credits that they may have lost through interruptions for childrearing activities.

The strong positive effect of age on the planned age of retirement continues in this analysis and in fact becomes more pronounced. This highlights that older workers were disproportionately more likely to indicate that they never planned to retire and hence were distributed into the later planned ages of retirement.

The effect of education also becomes more pronounced. University graduates now have a planned age of retirement that is 2 years later than persons with less than a high-school education, and over 2 years later than high-school graduates.

The previous positive relationship between health and the planned age of retirement remains positive but diminishes in magnitude and becomes statistically insignificant when those who indicate that they never plan to retire are included in the analysis. This change is somewhat puzzling, at least to the extent that such persons who indicated that they never plan to retire are likely to be in good health. If so, their being distributed into the later planned ages of retirement should have increased the positive relationship between health and the planned age of retirement. It is possible that their poor health status was such that they felt they could not enjoy retirement or they needed the income from work to pay for health care. It is also even possible that their poor health was such that they expected to die before retiring.

The effect of coverage by a collective agreement becomes much more pronounced when those who indicated that they never plan to retire are distributed throughout the older planned ages of retirement. Specifically, persons covered by a collective agreement have a planned age of retirement that is 3.3 years younger than that of persons not covered. This highlights that persons who indicated that they planned never to retire were disproportionately less likely to be covered by a collective agreement and hence to be assigned a later retirement age based on their remaining life expectancy.

The effect of an employer pension plan also becomes more pronounced, doubling in magnitude, so that persons with a pension plan have an expected age of retirement that is 2.4 years younger than that of persons without an employer pension plan. As with the collective agreement coverage variable, this highlights that persons who indicated that they planned never to retire were disproportionately less likely to be covered by an employer pension plan and hence to be assigned a later retirement age based on their remaining life expectancy.

The negative coefficient on the occupational prestige index increases in absolute magnitude, highlighting that persons in high-status occupations plan to retire earlier than do persons in low-status occupations. The fact that this effect became more pronounced when persons who indicated that they planned never to retire were distributed into the later retirement ages highlights that persons who planned never to retire were disproportionately in low-status occupations. *This in turn suggests that people who planned never to retire were doing so more out of economic necessity than because they were in low-status jobs. This is further corroborated by the fact that persons who indicated that they planned never to retire were less likely to be covered by a collective agreement or an employer pension plan.*

A more pronounced industrial pattern also emerges. Specifically, relative to the omitted reference category of manufacturing, the planned age of retirement is 1.6 years earlier in construction, 1 year earlier in health and education, and 1.4 years earlier in public administration.

Alternatively stated, after controlling for other determinants of the retirement decision, the planned age of retirement ranks in ascending order from earliest to latest planned age as follows: construction, public administration, health and education, services,

manufacturing, with primary industries having the highest planned age of retirement. The ranking is broadly consistent with the early retirement incentives that likely prevail in sectors like public administration and health and education; nevertheless, the industrial pattern could also reflect a myriad of other considerations.

The main change in the provincial pattern is that while all provinces have a planned age of retirement that is lower than that of Ontario, the difference is statistically significant only for the Atlantic provinces. In those provinces, the planned age of retirement is 1.2 years earlier than that of Ontario.

7. *Regression Analysis of the Actual Retirement Decision*

The previous analysis focused on the planned age of retirement. In this section the focus shifts to the actual retirement decision as indicated by whether potential retirees retired or remained in the labour force. A combination of ordinary least-squares and logit econometric approaches is employed. The analysis uses the same explanatory variables as in the previous analysis of the planned age of retirement. The dependent variable, however, is a dummy variable coded 1 if the person was self-reported as being retired in the 5-year period prior to and including the survey year (i.e., 1990-94), and 0 if the person was not retired (i.e., remained in employment). Throughout the remainder of the analysis, the phrase "probability of retiring" will be used to denote the probability of self-reporting as being retired in the 5-year period up to and including the survey year (1994).

Since the dependent variable is dichotomous, or binary coded (i.e., coded 1 if retired, 0 if remain in the labour force) conventional OLS regression equations (termed linear probability functions) do not yield predicted values that are between 0 and 1 and hence that can be interpreted as probabilities. But OLS regression coefficients may give useful approximations to changes in the probability of retiring. A positive (negative) coefficient indicates that the variable has a positive (negative) effect on the probability of retiring, with the magnitude of the coefficient indicating the change in the probability associated with a unit change in the explanatory variable. Since the explanatory variables are generally categorical, a unit change in the explanatory variable occurs in the category in question (e.g., male) relative to the omitted reference category (e.g., female).

Logistic regression procedures do yield probability estimates that are bounded by 0 and 1. The results, however, are more complex to present, since the estimated logit coefficients by themselves do not yield changes in the probabilities of retiring associated with a unit change in each explanatory variable (while the OLS regression coefficients do yield approximations to such changes in the probabilities). The logit coefficients can be converted to changes in the probabilities, but this value changes at each probability level and hence has to be evaluated at different probability levels.

As a compromise between clarity of exposition (via the OLS regressions) and econometric "correctness" (via the logistic regressions), the OLS regressions are discussed in the text, with the logistic regressions placed in an Appendix and referred to when the results deviate considerably from the OLS regressions. In general, the simpler OLS results can be considered as providing reasonable approximations of the effect of the different explanatory variables on the decision to retire. The signs of the relationships, their statistical significance, and relative magnitudes of the effects on the retirement decision are similar under OLS regression and logit regressions.

The magnitude of the relationship is generally smaller under OLS regression, reflecting the fact that at the mean probability of retiring[16] of 0.18 (see Exhibits 3C and 3D), changes in the probabilities are more sensitive to changes in the explanatory variables in the non-linear relationship of the logistic function than in the linear approximation of the OLS regression. Thus, the OLS coefficients could generally be considered as indicative of the sign, significance and relative magnitude of the effects of the different variables on the decision to retire, with their absolute magnitude providing a lower bound on the probability of retirement.

While there is an obvious relationship between the probability of retiring (as estimated in Table 3C) and the planned age of retirement (as estimated previously in Table 3A and 3B), that relationship is not straightforward. It may be expected that the coefficients would be opposite in sign; that is, if a variable lowered the planned age of retirement, it would increase the probability of retiring. This need not be the case, however, because if the person retired earlier, then they would not be in the group of potential retirees to make the retirement decision. Furthermore, retirement plans need not come to fruition and lead to actual retirement decisions.

The two concepts measure somewhat different things. The planned age of retirement (of Tables 3A and 3B) measures retirement plans or expectations — plans that may or may not come to fruition. The actual retirement decision (of Table 3C) measures the extent to which potential retirees who had not retired any time before 1990 (i.e., before the 5-year period prior to the survey year of 1994) actually did retire at some time during that 5-year period. It measures the probability of retiring during that period, conditional upon being employed and not having retired up to 1990.

There is also no necessary connection between this measure and the probability of that retirement being early or late. The fact that a variable may increase the probability of a person retiring in that period does not necessarily mean that the person is retiring earlier than another person who did not retire in that period. Persons who retire early may have already retired prior to the 1990-94 period.

Table 3C indicates that males had a statistically significant 4.5 percent higher probability of retiring in the 5-year period prior to the survey year than did females, after controlling for other determinants of retirement.

The probability of retiring is strongly related to age, consistently increasing with the age of the worker, at least up to the age of 70.[17] While workers age 70 and over had a higher probability of retiring than did workers age 45-49, 50-54, 55-59 and 60-64, they had a lower probability of retiring than did workers age 65-69. In essence, the probability of

---

16 The mean probability of retiring is the mean of the dependent variable. It is the proportion of persons who had self-reported themselves as having retired in the 5-year period prior to and including the survey year (i.e., 1990-94).

17 While the coefficient is statistically insignificant for the age group 50-54 in the OLS regression, it is significant in the logit analysis.

retiring actually falls off for the very oldest age group, in spite of their age. This presumably reflects that fact that workers beyond the age of 70 are not likely to be subject to any retirement-inducing effects of employer pension plans. The effect of such plans are likely to be most pronounced for persons age 60-64 when early and special retirement features apply and age 65-69 when normal retirement features apply, especially at age 65. These, in fact are the age groups with the highest probabilities of retiring. This is suggestive of the incentive effects of such plans, albeit only suggestive since their precise impact cannot be determined through this data.

The relationship between education and the probability of retiring is not straightforward. It is highest for persons with some post-secondary education, although the effect is not statistically significant in either the OLS or logit results. The probability of retiring is lowest for persons who are only high-school graduates, with this effect being statistically significant in both the OLS and logit results. The probability of retiring does not continue to increase with higher levels of education, however, as it falls off for persons with community college as well as university education (in both the OLS and logit results).

The probability of being retired is lowest for persons whose spouse continues to work and by far the highest for persons whose spouse has already retired. This highlights the complementary nature of family retirement decisions. It is obviously easier for families to do things together if both parties are retired; conversely, there is less point in retiring if one's spouse continues to work in the labour market.

The probability of retiring is lower for persons who are in good health (that is, the coefficients on the health variables are all negative relative to the omitted reference category of poor health). In general, the probability of retiring is approximately 0.06 (6 percent) lower for persons who are not in poor health.[18] This is a large effect of ill health, relative to the average probability of retiring of 0.18 in the data set. In essence, the relationship suggests that after controlling for the effect of other factors that influence the retirement decisions, people are much more likely to retire if they are in poor health and to continue working if they are in better health.

Individuals are much more likely to retire if they have the savings to be able to afford to retire, as evidenced by the large and statistically significant coefficient on the interest income variable. Specifically, individuals are 5 percent more likely to retire if they have interest income than persons without such income. This is a large effect, given the average probability of retiring of 18 percent in the data set. The effect of home ownership on the probability of retiring is statistically insignificant (coefficient of -.009 and t = -0.57 in Table 3C), even though persons who owned their home had an earlier planned age of retirement (by about 2 years in Tables 3A and 3B). But the insignificant effect on the probability of retiring could reflect reverse causality — that is, it may reflect the impact on the regressions of persons who may have sold their home upon retiring.

---

[18] This is the average of the four coefficients where health status was denoted as fair, good, very good or excellent, compared to the omitted reference category of poor health. The average for the logit probabilities was slightly higher at 0.087, or 9 percent.

Other things being equal, persons covered by a collective agreement are significantly less likely to retire, and the effect is quantitatively very large (i.e., -.2585 with t = -18.7). This seems at odds with the results of Table 3B, where persons covered by a collective agreement planned to retire more than 3 years earlier than did persons who were not covered (i.e., coefficient of -3.3 and t = -7.2). As suggested previously, this could reflect the possibility that persons who had planned to retire earlier had already retired and hence were not in the potential pool of persons who were making the actual retirement decision. It could also reflect the possibility that persons covered by an agreement remain in employment because of seniority protection and because continued employment is made attractive by higher wages that are often seniority-based.

Employees covered by an employer pension plan have a 21 percent greater probability of retiring than do employees that do not have such a plan. This is consistent with the earlier evidence of Table 3B, whereby employees with an employer pension plan expected to retire earlier than those who did not have a plan. This evidence is consistent with the fact that such plans can enable people to afford to retire earlier.

The probability of retiring is positively related to occupational prestige, which is consistent with the earlier results of Tables 3A and 3B that the planned age of retirement was negatively related to occupational prestige. The coefficient of 0.007 in Table 3C indicates that each unit increase in the occupational prestige index (it ranges from a low of 1 to a high of 16) is associated with a seven-tenths of one percent increase in the probability of retiring.

Considerable differences in the retirement probabilities existed across different industry groups, with the lowest probabilities prevailing in primary industries and construction and the highest probabilities of retiring being in public administration.

After controlling for the effect of other factors influencing the retirement decision, the probability of retiring is greatest in the Atlantic provinces and lowest in Quebec and British Columbia.

8. *Summary Discussion of Regression Results*

Clearly, a summary of the regression results is made difficult by the different measures of retirement that are used (planned ages of retirement in Tables 3A and 3B) and actual retirement decision (Table 3C). Furthermore, with respect to the planned age of retirement, differences result depending upon whether those who said that they planned never to retire are omitted from the analysis (Table 3A) or given hypothetical planned ages of retirement based on their remaining life expectancy (Table 3B).

All specifications provide useful information, dealing with somewhat different questions. In general, they provide results that are broadly consistent with each other. Furthermore, all have similar *r-squareds*, ranging from 0.32 to 0.39, indicating that the variables used in the analysis usually explain more than one-third of the variation in the retirement measures that are used as dependent variables. These are fairly high for cross-section regressions. Is there a "preferred" specification? The results of Table 3B are likely to be most informative, especially when supplemented by the results of the other regressions.

The planned age of retirement measure is likely to be a "cleaner" measure of retirement intentions for the pool of potential retirees, in contrast to the actual retirement measure, which reflects the fact that people who have already retired, perhaps early, are not in the data set as potential retirees. Furthermore, if those estimations where the people who said they never planned to retire are given hypothetical retirement ages based on their remaining life expectancy are preferred, it seems appropriate to incorporate their apparently strong preference for not retiring in the analysis.

The following generalizations of the econometric analysis, therefore, tend to be based on the planned age of retirement regressions of Table 3A and 3B, rather than the actual retirement decision of Table 3C (the results of Table 3A and 3B, however, are supplemented by the other results of Table 3C where appropriate):

- After controlling for other variables that influence the retirement decision, there is no significant difference in the planned retirement ages between males and females.

- The planned age of retirement increases continuously with age, highlighting the fact that younger workers clearly plan to retire earlier than do their older counterparts. Older workers, 65 and older, plan to retire 9 to 13 years later than their younger counterparts in the 45 to 49 age group.

- The planned age of retirement generally increases with education, especially for university graduates, who prefer to continue working and retire later.

- Persons with a spouse generally plan to retire earlier than do persons without a spouse. Furthermore, they are more likely to be retired if their own spouse is retired and less

likely to be retired if their own spouse is still employed, highlighting the complementarity of the retirement decision within households.

- Persons whose health status was not poor were likely to plan to continue working and retire later, and they were less likely to be retired. This suggests that ill-health can be an important factor inducing retirement, after controlling for other variables that also influence the retirement decision.

- Persons who have savings (as evidenced by their interest income) planned to retire earlier, and they have a considerably higher probability of retiring in the 5-year period prior to the survey year, suggesting the importance of savings to finance retirement. The importance of assets is also illustrated by the fact that persons who own a home plan to retire earlier than those who do not own a home.

- Persons covered by a collective agreement plan to retire earlier than do persons not covered by an agreement.

- Persons in high-prestige occupations plan to retire earlier (Tables 3A and 3B) than do persons in low-prestige occupations, and they have higher probability of retiring (Table 3C). This is a somewhat surprising result, however, since the higher prestige and generally higher wage of such jobs should make continued work more attractive and retirement less attractive. It is possible that the higher wealth associated with such high-prestige jobs also enables them to afford to retire, and this is not fully "controlled for" in the analysis by the crude wealth measures of savings (as proxied by interest income) and home ownership.

- Even after controlling for the effect of other determinants of the retirement decision, there is some industry variation in the planned age of retirement. In descending order from the latest to the earliest planned age of retirement, the industry ranking is: primary industries, manufacturing, services, health and education, construction, and public administration.

- After controlling for other variables believed to influence retirement decisions, there is little variation in planned retirement ages (Tables 3A and 3B) and retirement probabilities (Table 3C) across provinces. Persons in the Atlantic provinces tend to plan to retire the earliest, and they have the highest probabilities of retiring. This may well reflect the lower labour market opportunities in that region, coupled with the viability of household production.

- Although the different retirement-inducing features of employer pension plans were not incorporated directly into the analysis, the results strongly suggest that they have important incentive effects on the retirement decisions. This is supported by a number of our findings:

    — The planned age of retirement had strong spikes at the same ages (55, 60) as the spikes in pension benefit accruals in typical employer pension plans (Tables 1A and 1D).

— Persons with an employer pension plan have an expected age of retirement that is 1.3 to 2.4 years younger than persons without an employer pension plan (Table 3A and 3B).

— Persons with an employer pension plan were over 20 percent more likely to retire than were persons without a plan (Table 3C).

— The greater likelihood of males retiring (Table 3C) may reflect the fact that they are more likely than females to have accumulated the service credits and seniority-based wage increases that make early retirement attractive in final-earnings plans.

— The later planned age of retirement for workers already past age 65 (Tables 3A and 3B), and the fact that their retirement probabilities actually drop off after age 65 (Table 3C), likely reflect the fact that they are past any age when early or normal retirement features would apply if they were in occupational pension plans.

— The early ages of planned retirement that prevail in sectors like health, education and public administration (Tables 3A, 3B) are consistent with the early retirement incentives that tend to exist in the employer pension plans in those sectors.

The analysis of the previous section highlights the potential retirement-inducing effect of employer pension plans emanating from their features, such as early, special and postponed retirement, as well as the fact that they provide a form of saving that enables people to afford to retire. The early and special retirement features create large spikes in pension wealth accruals at the ages to which they first apply, typically age 55 and 60, respectively. Those spikes create strong incentives to retire at those milestone ages since retiring prior to those ages would involve forgoing the pension wealth accrual and retiring later would not lead to any further pension wealth accrual.

Evidence presented in this paper suggests that those potential incentive effects of employer pension plans do indeed have the expected effects on both the planned age of retirement and the actual retirement decision. In essence, the spikes in the planned age of retirement and the actual retirement decision line up with the spikes in pension wealth accruals.

The conclusion of this analysis must be qualified, however, by the caveat that the evidence is indirect, since the available data do not enable us to directly incorporate the different features of employer pension plans into the equations on the retirement decisions. Nevertheless, the evidence suggests that employer pension plans both facilitate and induce early retirement, respectively, through the financial security they provide and the incentives they create.

TABLE 1A
Planned Retirement Age
(Employed Persons 45+)

		Frequency	Percent	Cumulative percent
Age	47	1	0.1	0.1
	48	1	0.1	0.1
	50	20	1.3	1.4
	51	6	0.4	1.8
	52	9	0.6	2.4
	53	5	0.3	2.8
	54	7	0.5	3.2
	55	204	13.4	16.7
	56	19	1.3	17.9
	57	28	1.8	19.8
	58	46	3.0	22.8
	59	16	1.1	23.8
	60	324	21.3	45.2
	61	27	1.8	47.0
	62	56	3.7	50.7
	63	32	2.1	52.8
	64	15	1.0	53.8
	65	377	24.8	78.6
	66	12	0.8	79.4
	67	8	0.5	79.9
	68	10	0.7	80.6
	69	3	0.2	80.8
	70	20	1.3	82.1
	71	2	0.1	82.2
	73	3	0.2	82.4
	75	7	0.5	82.9
	76	1	0.1	82.9
	80	3	0.2	83.1
	90	3	0.2	83.3
	100	1	0.1	83.4
	Never	252	16.6	100.0
	Total	1,518	100.0	100.0

Source: Microdata file: 1994 General Social Survey — Cycle 9: Education Work and Retirement.

TABLE 1B

Planned Retirement Age
(Employed Persons 45+; "Never Retire" Given Imputed Retirement Age Based on Life Expectancy)

		Frequency	Percent	Cumulative percent
Age	47	1	0.1	0.1
	48	1	0.1	0.1
	50	20	1.3	1.4
	51	6	0.4	1.8
	52	9	0.6	2.4
	53	5	0.3	2.8
	54	7	0.5	3.2
	55	204	13.4	16.7
	56	19	1.3	17.9
	57	28	1.8	19.8
	58	46	3.0	22.8
	59	16	1.1	23.8
	60	324	21.3	45.2
	61	27	1.8	47.0
	62	56	3.7	50.7
	63	32	2.1	52.8
	64	15	1.0	53.8
	65	377	24.8	78.6
	66	12	0.8	79.4
	67	8	0.5	79.9
	68	10	0.7	80.6
	69	3	0.2	80.8
	70	20	1.3	82.1
	71	2	0.1	82.2
	73	3	0.2	82.4
	75	7	0.5	82.9
	76	1	0.1	82.9
	77	30	2.0	84.9
	78	31	2.0	87.0
	79	34	2.2	89.2
	80	28	1.8	91.0
	81	19	1.3	92.3
	83	58	3.8	96.1
	84	33	2.2	98.3
	85	9	0.6	98.9
	86	8	0.5	99.4
	87	4	0.3	99.7
	88	1	0.1	99.7
	90	3	0.2	99.9
	100	1	0.1	100.0
	Total	1,518	100.0	100.0

Source: Microdata file: 1994 General Social Survey — Cycle 9: Education Work and Retirement.

TABLE 1C
Planned Retirement Age
(Employed Persons 16-44)

		Frequency	Percent	Cumulative percent
Age	45	95	3.6	3.6
	46	2	0.1	3.6
	47	4	0.2	3.8
	48	5	0.2	4.0
	49	4	0.2	4.1
	50	260	9.8	13.9
	51	3	0.1	14.0
	52	18	0.7	14.7
	53	23	0.9	15.6
	54	5	0.2	15.7
	55	845	31.7	47.5
	56	11	0.4	47.9
	57	22	0.8	48.7
	58	69	2.6	51.3
	59	6	0.2	51.5
	60	452	17.0	68.5
	61	1	0.0	68.6
	62	14	0.5	69.1
	63	12	0.5	69.5
	64	1	0.0	69.6
	65	504	18.9	88.5
	66	2	0.1	88.6
	67	2	0.1	88.7
	69	1	0.0	88.7
	70	22	0.8	89.5
	71	1	0.0	89.6
	75	4	0.2	89.7
	80	3	0.1	89.8
	90	1	0.0	89.9
	100	2	0.1	89.9
	Never	268	10.1	100.0
	Total	2,662	100.0	100.0

Source: Microdata file: 1994 General Social Survey — Cycle 9: Education Work and Retirement.

TABLE 1D
Planned Retirement Age
(Employed Persons 16-44+; "Never Retire" Given Imputed Retirement Age Based on Life Expectancy)

		Frequency	Percent	Cumulative percent
Age	45	95	3.6	3.6
	46	2	0.1	3.6
	47	4	0.2	3.8
	48	5	0.2	4.0
	49	4	0.2	4.1
	50	260	9.8	13.9
	51	3	0.1	14.0
	52	18	0.7	14.7
	53	23	0.9	15.6
	54	5	0.2	15.7
	55	845	31.7	47.5
	56	11	0.4	47.9
	57	22	0.8	48.7
	58	69	2.6	51.3
	59	6	0.2	51.5
	60	452	17.0	68.5
	61	1	0.0	68.6
	62	14	0.5	69.1
	63	12	0.5	69.5
	64	1	0.0	69.6
	65	504	18.9	88.5
	66	2	0.1	88.6
	67	2	0.1	88.7
	69	1	0.0	88.7
	70	22	0.8	89.5
	71	1	0.0	89.6
	75	272	10.2	99.8
	80	3	0.1	99.9
	90	1	0.0	99.9
	100	2	0.1	100.0
	Total	2,662	100.0	100.0

Source: Microdata file: 1994 General Social Survey — Cycle 9: Education Work and Retirement.

TABLE 2A

Descriptive Statistics for Variables Influencing
(Employed Persons 45+: Excluding Persons Indicating "Never Retire")

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
(Female)	1266	0.00	1.00	0.4084	0.4917
Male	1266	0.00	1.00	0.5916	0.4917
(Age 45-49)	1266	0.00	1.00	0.3397	0.4738
Age 50-54	1266	0.00	1.00	0.2141	0.4103
Age 55-59	1266	0.00	1.00	0.2883	0.4532
Age 60-64	1266	0.00	1.00	0.1303	0.3368
Age 65-69	1266	0.00	1.00	0.0221	0.1471
Age 70+	1266	0.00	1.00	0.0055	0.0742
(Less than high school)	1266	0.00	1.00	0.2646	0.4413
High school graduate	1266	0.00	1.00	0.1912	0.3934
Some post secondary	1266	0.00	1.00	0.0687	0.2531
Comm.Coll/Voc.Ed	1266	0.00	1.00	0.2543	0.4357
University graduate	1266	0.00	1.00	0.2212	0.4152
(No spouse)	1266	0.00	1.00	0.2828	0.4505
Spouse working	1266	0.00	1.00	0.4605	0.4986
Spouse keeping house	1266	0.00	1.00	0.1864	0.3896
Spouse retired	1266	0.00	1.00	0.0411	0.1985
Spouse ill	1266	0.00	1.00	0.0190	0.1364
Spousal status other	1266	0.00	1.00	0.0103	0.1009
(Health poor)	1266	0.00	1.00	0.0142	0.1184
Health fair	1266	0.00	1.00	0.0727	0.2597
Health good	1266	0.00	1.00	0.2575	0.4374
Health very good	1266	0.00	1.00	0.3570	0.4793
Health excellent	1266	0.00	1.00	0.2930	0.4553
Health status unknown	1266	0.00	1.00	0.0055	0.0742
(No other income)	1266	0.00	1.00	0.9779	0.1471
Received other income	1266	0.00	1.00	0.0213	0.1446
(No interest income)	1266	0.00	1.00	0.6390	0.4805
Received interest income	1266	0.00	1.00	0.3605	0.4803
(No home)	1266	0.00	1.00	0.1675	0.3735
Home owner	1266	0.00	1.00	0.8311	0.3748
(Not covered)	1266	0.00	1.00	0.3223	0.4675
Covered by coll. Agrmt.	1266	0.00	1.00	0.6777	0.4675
(No plan)	1266	0.00	1.00	0.6288	0.4833
Employer pension plan	1266	0.00	1.00	0.3712	0.4833
Occ. Prestige index	1266	1.00	16.00	8.5296	4.3461
(Manufacturing industry)	1266	0.00	1.00	0.1272	0.3333
Primary industry	1266	0.00	1.00	0.0664	0.2490
Construction industry	1266	0.00	1.00	0.0608	0.2391
Service industry	1266	0.00	1.00	0.3697	0.4829
Health and education	1266	0.00	1.00	0.2362	0.4249
Public administration	1266	0.00	1.00	0.1090	0.3118
(Ontario)	1266	0.00	1.00	0.2393	0.4268

TABLE 2A (continued)
Descriptive Statistics for Variables Influencing
(Employed Persons 45+; Excluding Persons Indicating "Never Retire")

Atlantic	1266	0.00	1.00	0.1635	0.3700
Quebec	1266	0.00	1.00	0.1943	0.3958
Man./Sask.	1266	0.00	1.00	0.1493	0.3565
Alberta	1266	0.00	1.00	0.1224	0.3279
British Columbia	1266	0.00	1.00	0.1311	0.3377
Planned ret. Age	1266	47.00	100.00	61.0039	4.9057

Source: Microdata file: 1994 General Social Survey — Cycle 9: Education Work and Retirement.

TABLE 2B

Descriptive Statistics for Variables Influencing
(Employed Persons 45+; Including Persons Indicating "Never Retire")

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
(Female)	1518	0.00	1.00	0.3999	0.4900
Male	1518	0.00	1.00	0.6001	0.4900
(Age 45-49)	1518	0.00	1.00	0.3175	0.4657
Age 50-54	1518	0.00	1.00	0.2141	0.4103
Age 55-59	1518	0.00	1.00	0.2767	0.4475
Age 60-64	1518	0.00	1.00	0.1331	0.3398
Age 65-69	1518	0.00	1.00	0.0369	0.1886
Age 70+	1518	0.00	1.00	0.0217	0.1459
(Less than high school)	1518	0.00	1.00	0.2714	0.4448
High school graduate	1518	0.00	1.00	0.1831	0.3869
Some post secondary	1518	0.00	1.00	0.0718	0.2582
Comm.Coll/Voc.Ed	1518	0.00	1.00	0.2484	0.4322
University graduate	1518	0.00	1.00	0.2253	0.4179
(No spouse)	1518	0.00	1.00	0.2938	0.4557
Spouse working	1518	0.00	1.00	0.4473	0.4974
Spouse keeping house	1518	0.00	1.00	0.1845	0.3880
Spouse retired	1518	0.00	1.00	0.0428	0.2025
Spouse ill	1518	0.00	1.00	0.0198	0.1392
Spousal status other	1518	0.00	1.00	0.0119	0.1083
(Health poor)	1518	0.00	1.00	0.0171	0.1298
Health fair	1518	0.00	1.00	0.0718	0.2582
Health good	1518	0.00	1.00	0.2536	0.4352
Health very good	1518	0.00	1.00	0.3452	0.4756
Health excellent	1518	0.00	1.00	0.3037	0.4600
Health status unknown	1518	0.00	1.00	0.0086	0.0922
(No other income)	1518	0.00	1.00	0.9763	0.1522
Received other income	1518	0.00	1.00	0.0218	0.1460
(No interest income)	1518	0.00	1.00	0.6324	0.4823
Received interest income	1518	0.00	1.00	0.3663	0.4820
(No home)	1518	0.00	1.00	0.1772	0.3820
Home owner	1518	0.00	1.00	0.8208	0.3837
(Not covered)	1518	0.00	1.00	0.3920	0.4883
Covered by coll. Agrmt.	1518	0.00	1.00	0.6080	0.4883
(No plan)	1518	0.00	1.00	0.6759	0.4682
Employer pension plan	1518	0.00	1.00	0.3241	0.4682
Occ. Prestige index	1518	1.00	16.00	8.4413	4.2661
(Manufacturing industry)	1518	0.00	1.00	0.1232	0.3288
Primary industry	1518	0.00	1.00	0.0863	0.2809
Construction industry	1518	0.00	1.00	0.0586	0.2350
Service industry	1518	0.00	1.00	0.3854	0.4868
Health and education	1518	0.00	1.00	0.2134	0.4099
Public administration	1518	0.00	1.00	0.0975	0.2967
(Ontario)	1518	0.00	1.00	0.2391	0.4267

TABLE 2B (continued)
Descriptive Statistics for Variables Influencing
(Employed Persons 45+;Including Persons Indicating "Never Retire")

Atlantic	1518	0.00	1.00	0.1535	0.3606
Quebec	1518	0.00	1.00	0.2009	0.4008
Man./Sask.	1518	0.00	1.00	0.1482	0.3554
Alberta	1518	0.00	1.00	0.1206	0.3257
British Columbia	1518	0.00	1.00	0.1377	0.3447
Planned ret. Age (imputed)	1518	47.00	100.00	64.3300	8.7800

Source: Microdata file: 1994 General Social Survey — Cycle 9: Education Work and Retirement.

TABLE 2C
Descriptive Statistics for Variables Influencing Actual Retirement
(Employed Persons 45+)

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
(Female)	2692	0.00	1.00	0.4298	0.4951
Male	2692	0.00	1.00	0.5702	0.4951
(Age 45-49)	2692	0.00	1.00	0.2574	0.4373
Age 50-54	2692	0.00	1.00	0.1764	0.3813
Age 55-59	2692	0.00	1.00	0.2749	0.4465
Age 60-64	2692	0.00	1.00	0.1731	0.3784
Age 65-69	2692	0.00	1.00	0.0880	0.2834
Age 70+	2692	0.00	1.00	0.0301	0.1709
(Less than high school)	2692	0.00	1.00	0.3362	0.4725
High school graduate	2692	0.00	1.00	0.1668	0.3729
Some post secondary	2692	0.00	1.00	0.0724	0.2593
Comm.Coll/Voc.Ed	2692	0.00	1.00	0.2363	0.4249
University graduate	2692	0.00	1.00	0.1883	0.3911
(No spouse)	2692	0.00	1.00	0.3094	0.4623
Spouse working	2692	0.00	1.00	0.3912	0.4881
Spouse keeping house	2692	0.00	1.00	0.1842	0.3878
Spouse retired	2692	0.00	1.00	0.0773	0.2671
Spouse ill	2692	0.00	1.00	0.0208	0.1427
Spousal status other	2692	0.00	1.00	0.0171	0.1296
(Health poor)	2692	0.00	1.00	0.0379	0.1910
Health fair	2692	0.00	1.00	0.0906	0.2871
Health good	2692	0.00	1.00	0.2667	0.4423
Health very good	2692	0.00	1.00	0.3236	0.4679
Health excellent	2692	0.00	1.00	0.2656	0.4417
Health status unknown	2692	0.00	1.00	0.0156	0.1240
(No other income)	2692	0.00	1.00	0.9625	0.1901
Received other income	2692	0.00	1.00	0.0267	0.1612
(No interest income)	2692	0.00	1.00	0.6441	0.4789
Received interest income	2692	0.00	1.00	0.3486	0.4766
(No home)	2692	0.00	1.00	0.1839	0.3875
Home owner	2641	0.00	1.00	0.8126	0.3903
(Not covered)	2692	0.00	1.00	0.5702	0.4951
Covered by coll. Agrmt.	2692	0.00	1.00	0.4298	0.4951
(No plan)	2692	0.00	1.00	0.6999	0.4584
Employer pension plan	2692	0.00	1.00	0.3001	0.4584
Occ. Prestige index	2692	1.00	16.00	7.9188	4.3001
(Manufacturing industry)	2692	0.00	1.00	0.1363	0.3432
Primary industry	2692	0.00	1.00	0.0914	0.2882
Construction industry	2692	0.00	1.00	0.0624	0.2419
Service industry	2692	0.00	1.00	0.4049	0.4910
Health and education	2692	0.00	1.00	0.2021	0.4016
Public administration	2692	0.00	1.00	0.0862	0.2807
(Ontario)	2692	0.00	1.00	0.2366	0.4251

TABLE 2C (continued) Descriptive Statistics for Variables Influencing Actual Retirement (Employed Persons 45+)					
Atlantic	2692	0.00	1.00	0.1909	0.3931
Quebec	2692	0.00	1.00	0.1805	0.3847
Man./Sask.	2692	0.00	1.00	0.1430	0.3502
Alberta	2692	0.00	1.00	0.1174	0.3219
British Columbia	2692	0.00	1.00	0.1315	0.3380
Retired dummy	2692	0.00	1.00	0.1809	0.3850

Source: Microdata file: 1994 General Social Survey — Cycle 9: Education Work and Retirement.

TABLE 3A

Planned Retirement Age: Ols Regression
(Employed Persons 45+; Excluding Persons Indicating "Never Retire")

	Coefficient	*t*-statistic	Sig.
(Constant)	59.720	54.518	0.000
(Female)			
Male	0.794	2.816	0.005
(Age 45-49)			
Age 50-54	1.424	4.448	0.000
Age 55-59	3.285	10.991	0.000
Age 60-64	5.254	13.269	0.000
Age 65-69	9.058	11.061	0.000
Age 70+	13.402	8.580	0.000
(Less than high school)			
High school graduate	0.172	0.470	0.638
Some post secondary	-0.610	-1.186	0.236
Comm.Coll/Voc.Ed	0.365	1.065	0.287
University graduate	0.647	1.520	0.129
(No spouse)			
Spouse working	-0.873	-2.969	0.003
Spouse keeping house	-0.783	-2.022	0.043
Spouse retired	-1.147	-1.849	0.065
Spouse ill	0.572	0.664	0.507
Spousal status other	-1.464	-1.245	0.213
(Health poor)			
Health fair	2.518	2.399	0.017
Health good	2.767	2.795	0.005
Health very good	2.717	2.769	0.006
Health excellent	3.060	3.098	0.002
Health status unknown	3.779	2.042	0.041
(No other income)			
Received other income	0.623	0.776	0.438
(No interest income)			
Received interest income	-0.468	-1.854	0.064
(No home)			
Home owner	-1.921	-5.833	0.000
(Not covered)			
Covered by coll. Agrmt.	-0.301	-1.050	0.294
(No plan)			
Employer pension plan	-1.268	-4.423	0.000
Occ. Prestige index	-0.0794	-2.330	0.020
(Manufacturing industry)			
Primary industry	-0.423	-0.760	0.447
Construction industry	-0.370	-0.660	0.510
Service industry	-0.489	-1.394	0.164
Health and education	-0.0328	-0.078	0.938
Public administration	-1.091	-2.309	0.021
(Ontario)			

TABLE 3A (continued) Planned Retirement Age: Ols Regression (Employed Persons 45+: Excluding Persons Indicating "Never Retire")			
Atlantic	-0.594	-1.582	0.114
Quebec	-0.920	-2.598	0.009
Man./Sask.	-0.186	-0.479	0.632
Alberta	-0.113	-0.276	0.782
British Columbia	-0.338	-0.850	0.396
r-square=.317, n=1266, Mean Dep. Var.=60.98.			

TABLE 3B

Planned Retirement Age: Ols Regression
(Employed Persons 45+; Imputed Retirement Age
for Persons Indicating "Never Retire")

	Coefficient	*t*-statistic	Sig.
(Constant)	66.655	39.467	0.000
(Female)			
Male	0.332	0.718	0.473
(Age 45-49)			
Age 50-54	2.368	4.476	0.000
Age 55-59	3.270	6.516	0.000
Age 60-64	5.463	8.496	0.000
Age 65-69	11.893	11.063	0.000
Age 70+	18.017	13.083	0.000
(Less than high school)			
High school graduate	-0.213	-0.354	0.723
Some post secondary	0.453	0.550	0.583
Comm.Coll/Voc.Ed	0.362	0.650	0.516
University graduate	2.035	3.022	0.003
(No spouse)			
Spouse working	-0.979	-2.034	0.042
Spouse keeping house	-1.523	-2.418	0.016
Spouse retired	-0.333	-0.335	0.738
Spouse ill	0.840	0.608	0.543
Spousal status other	-1.089	-0.607	0.544
(Health poor)			
Health fair	1.212	0.761	0.447
Health good	1.635	1.100	0.272
Health very good	1.252	0.850	0.395
Health excellent	2.325	1.572	0.116
Health status unknown	6.884	2.718	0.007
(No other income)			
Received other income	1.930	1.479	0.139
(No interest income)			
Received interest income	-0.415	-1.004	0.316
(No home)			
Home owner	-2.487	-4.749	0.000
(Not covered)			
Covered by coll. Agrmt.	-3.322	-7.222	0.000
(No plan)			
Employer pension plan	-2.414	-4.930	0.000
Occ. Prestige index	-0.139	-2.514	0.012
(Manufacturing industry)			
Primary industry	0.855	1.005	0.315
Construction industry	-1.580	-1.714	0.087
Service industry	-0.447	-0.784	0.433
Health and education	-1.000	-1.435	0.152
Public administration	-1.430	-1.792	0.073

TABLE 3B (continued)
Planned Retirement Age: Ols Regression
(Employed Persons 45+; Imputed Retirement Age
for Persons Indicating "Never Retire")

(Ontario)			
Atlantic	-1.152	-1.846	0.065
Quebec	-0.149	-0.261	0.794
Man./Sask.	-0.684	-1.073	0.283
Alberta	-0.756	-1.124	0.261
British Columbia	0.415	0.648	0.517

r-square=.332, n=1518, Mean Dep. Var.=64.32.

TABLE 3C
Actual Retirement Decision: Ols Regression
(Employed Persons 45+)

	Coefficient	t-statistic	Sig.
(Constant)	0.1353	3.341	0.001
(Female)			
Male	0.0447	3.123	0.002
(Age 45-49)			
Age 50-54	0.0176	0.962	0.336
Age 55-59	0.1020	6.149	0.000
Age 60-64	0.2571	13.112	0.000
Age 65-69	0.4630	18.596	0.000
Age 70+	0.3457	9.236	0.000
(Less than high school)	-0.0391	-2.110	0.035
High school graduate			
Some post secondary	0.0347	1.388	0.165
Comm.Coll/Voc.Ed	-0.0191	-1.131	0.258
University graduate	-0.0307	-1.437	0.151
(No spouse)	-0.0427	-2.817	0.005
Spouse working			
Spouse keeping house	-0.0048	-0.248	0.804
Spouse retired	0.1181	4.797	0.000
Spouse ill	-0.0342	-0.811	0.418
Spousal status other	-0.0302	-0.601	0.548
(Health poor)	-0.0659	-1.836	0.067
Health fair			
Health good	-0.0443	-1.367	0.172
Health very good	-0.0629	-1.950	0.051
Health excellent	-0.0699	-2.139	0.033
Health status unknown	-0.1054	-1.761	0.078
(No other income)	-0.0230	-0.621	0.535
Received other income			
(No interest income)	0.0474	3.601	0.000
Received interest income			
(No home)	-0.0092	-0.566	0.571
Home owner			
(Not covered)	-0.2585	-18.669	0.000
Covered by coll. Agrmt.			
(No plan)	0.2058	13.991	0.000
Employer pension plan			
Occ. Prestige index	0.0072	4.196	0.000
(Manufacturing industry)	-0.1262	-4.903	0.000
Primary industry			
Construction industry	-0.1058	-3.749	0.000
Service industry	-0.0267	-1.481	0.139
Health and education	-0.0263	-1.173	0.241
Public administration	0.0317	1.227	0.220
(Ontario)			

TABLE 3C (continued) Actual Retirement Decision: Ols Regression (Employed Persons 45+)			
Atlantic	0.0495	2.677	0.007
Quebec	-0.0423	-2.288	0.022
Man./Sask.	-0.0269	-1.336	0.182
Alberta	-0.0200	-0.945	0.345
British Columbia	-0.0354	-1.744	0.081
r-square=.390, n=2692, Mean Dep. Var.=1809.			

APPENDIX 1

Logit Coefficients and Changes in Probabilities (dp/dx) Compared to OLS Coefficients, Retirement Equations

Variable	Logit coef.	dp/dx	OLS coef.
Male	0.5884	0.087 **	0.045 **
Age 50-54	1.8473	0.274 **	0.018
Age 55-59	3.2374	0.480 **	0.102 **
Age 60-64	4.1978	0.622 **	0.257 **
Age 65-69	5.1525	0.763 **	0.463 **
Age 70+	4.6352	0.687 **	0.346 **
Hs Grad	-0.6175	-0.091 **	-0.039 **
Some Postsecondary	0.3906	0.058	0.035
Comm Coll/Voc.Ed	-0.1465	-0.022	-0.019
University Grad	-0.0623	-0.009	-0.031
Spouse Employed	-0.7102	-0.105 **	-0.043 **
Spouse Home	-0.2494	-0.037	-0.005
Spouse Retire	0.7386	0.109 **	0.118 **
Spouse Ill	-0.2882	-0.043	-0.034
Spouse Other	-0.4103	-0.061	-0.030
Health Fair	-0.5804	-0.086 *	-0.066
Health Good	-0.3747	-0.056	-0.044
Health Very Good	-0.6818	-0.101 **	-0.063 *
Health Excellent	-0.7188	-0.107 **	-0.070 **
Health Unknown	-0.9113	-0.135	-0.105 *
Other Income	-0.0826	-0.012	-0.023
Interest Income	0.4165	0.062 **	0.047 **
Own Home	0.0250	0.004	-0.009
Collective Agreement	3.5689	0.529 **	-0.259 **
Employer Pension	2.2754	0.337 **	0.206 **
Occ. Prestige	0.0513	0.008 **	0.007 **
Primary Industry	1.0492	0.155 **	-0.126 **
Construction	-0.8143	-0.121 **	-0.106 **
Service	-0.2716	-0.040	-0.027
Health and Education	-0.0425	-0.006	-0.026
Public Administration	0.6994	0.104 **	0.032
Atlantic	0.4601	0.068 **	0.050 **
Quebec	-0.5632	-0.083 **	-0.042 **
Man./Sask.	-0.3663	-0.054	-0.027
Alberta	-0.3072	-0.046	-0.020
British Columbia	-0.4303	-0.064 *	-0.035 *
Constant	4.4827	0.664 **	0.135 **

For OLS coefficients, significance is denoted by ** at the 0.05 level and * at the 0.10 level, where the critical values based on the two-tailed test are, respectively, 1.96 and 1.65.

For the logit coefficients, significance is based on the Wald statistics from the computer output.

The dp/dx measure is calculated as the logit coefficient times P(1-P), where P=0.1809, the mean probability of retiring in this sample.

Programmes de la sécurité du revenu

Analyse des facteurs qui influent sur les décisions de planification et de prise de retraite

Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Morley Gunderson

mai 2001

SP-AH084-05-01F

Table des matières

1. **Contexte** 1

2. **Données** 3

3. **Répartition selon l'âge prévu de la retraite** 5

4. **Statistiques descriptives des variables qui influent sur la retraite** 9

5. **Régression selon l'âge prévu de la retraite : sans les cas de « retraite exclue »** 13

6. **Régression selon l'âge prévu de la retraite : imputation à l'égard des cas de « retraite exclue »** 17

7. **Analyse de la régression selon la décision de retraite effective** 21

8. **Examen sommaire des résultats de régression** 25

Annexe 1 Coefficients de régression logistique et variation des probabilités (dp/dx) par rapport aux coefficients de régression MCO, équations de la retraite 45

Liste de tableaux

Tableau 1A Âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus).....29

Tableau 1B Âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus : imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue » en fonction de l'espérance de vie des intéressés) 30

Tableau 1C Âge prévu de la retraite (personnes actives de 16 à 44 ans).....31

Tableau 1D Âge prévu de la retraite (personnes actives de 16 à 44 ans : imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue » en fonction de l'espérance de vie des intéressés).....32

Tableau 2A Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »).....33

Tableau 2B Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus avec les cas de retraite « exclue »).....35

Tableau 2C Statisques descriptives des variables qui influent sur la décision de retraite (personnes actives de 45 ans et plus) 37

Tableau 3A Âge prévu de la retraite : régression MCO (personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue ») 39

Tableau 3B Âge prévu de la retraite : régression MCO (personnes actives de 45 ans et plus; imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue ») 41

Tableau 3C Décision de retraite effective : régression MCO (personnes actives de 45 ans et plus).....43

1. Contexte

La décision de prendre sa retraite est essentiellement la décision de se retirer du marché du travail. Elle peut ainsi faire l'objet d'une « modélisation » classique dans une perspective économique de choix revenus-loisirs[1]. Quelqu'un prend sa retraite si l'utilité ou le bien-être prévu à la retraite l'emporte à ses yeux sur le bien-être consécutif à une poursuite de l'activité. Il s'agit là d'un calcul prospectif fondé sur une prévision des facteurs qui entreront respectivement en jeu si on prend sa retraite ou continue à travailler.

Ce cadre nous donne une façon commode d'analyser l'effet à prévoir sur la décision de retraite d'une grande diversité de facteurs susceptibles d'influer sur une telle décision. On peut entre autres mentionner les caractéristiques personnelles et professionnelles et les circonstances familiales, ainsi que les facteurs institutionnels, et notamment les incitations financières qu'offrent les régimes de retraite, publics ou privés, comme le démontrent les simulations.

Notre propos sera de soumettre à une analyse économétrique le large éventail de facteurs que l'on croit influer sur la décision de prendre sa retraite. Nous ferons appel à cette fin au cycle 9 de l'Enquête sociale générale (ESG) de Statistique Canada, qui est actuellement la meilleure base de données dont nous disposions pour une étude semblable de l'évolution des tendances de la retraite au Canada. L'analyse s'articulera autour de deux mesures de la retraite, qui seront nos variables dépendantes : mesure par auto déclaration de l'âge prévu de la retraite des enquêtés et mesure de la décision de retraite effective d'un groupe de candidats à la retraite.

L'analyse se déroulera ainsi : premièrement, nous décrirons brièvement l'ensemble de données et son organisation; deuxièmement, nous présenterons séparément la répartition selon l'âge prévu de retraite pour les gens âgés de 45 ans et plus et les plus jeunes de 16 à 44 ans; troisièmement, nous examinerons succinctement les variables explicatives devant servir à notre analyse de régression; quatrièmement, nous exposerons séparément les résultats économétriques de cette analyse pour l'âge prévu et la décision effective de retraite; cinquièmement, nous récapitulerons l'ensemble des résultats.

1 Au nombre des études antérieures qui utilisent ce cadre, on compte Boskin (1977), Boskin et Hurd (1978) et Quinn (1977)

2. Données

L'analyse économétrique est fondée sur le cycle 9 de l'Enquête sociale générale (ESG), volet réalisé en 1994, qui a notamment porté sur l'évolution des tendances de la retraite au Canada. Alors que la série ESG de Statistique Canada traite des phénomènes sociaux en général et distingue les facteurs démographiques, les caractéristiques sociales et les conditions de vie, le cycle 9 a pour objet les questions de travail et de retraite. Il convient donc tout à fait à une analyse des facteurs qui influent sur la décision de prendre sa retraite. D'autres cycles réalisés d'autres années et repris tous les cinq ans sont consacrés à d'autres questions notamment : santé, emploi du temps, risques personnels, liens de famille et d'amitié.

Nous avons retenu les variables explicatives suivantes comme éventuels facteurs déterminants de la décision de retraite : sexe, instruction, âge, état de santé, situation du conjoint, revenu hors du marché du travail, région, application d'une convention collective, secteur d'activité et prestige professionnel[2].

La population visée par l'ESG est l'ensemble des habitants de 15 ans et plus des 10 provinces, sans la population résidant en établissement à plein temps. L'échantillon du cycle 9 comprend 11 876 enquêtés avec une représentation disproportionnée du groupe d'âge 55-74 ans, puisqu'il est question de la retraite. L'enquête a pris la forme d'entrevues téléphoniques assistées par ordinateur.

Dans notre analyse, nous avons employé deux variables dépendantes, à savoir 1) l'âge prévu de retraite des non-retraités[3] et 2) la décision de retraite effective décrite par une variable auxiliaire à double code (1 en cas de retraite effective les 5 années précédentes [1990-1994; RET90 = 1] et 0 en cas de maintien de l'activité). Nous avons dû nous reporter à cette période de cinq ans parce que les fichiers à grande diffusion regroupent les retraités par tranches d'années de retraite (1990-1994, 1985-1989, 1980-1984, etc.).

Comme l'accent était mis sur les prévisions ou les décisions de retraite, l'ensemble de données ne devait décrire que les gens qui travaillaient ou avaient travaillé, et qui devaient vraisemblablement prévoir ou décider de prendre leur retraite, d'où le recours à certaines « grilles » ou filtres pour la sélection de ces personnes.

Le filtrage du sous-échantillon visant à analyser l'âge prévu de la retraite a d'abord consisté à choisir les gens qui avaient indiqué un âge prévu de retraite, sans oublier ceux

---

2 En dehors de l'effet d'accumulation individuelle de droits à la retraite, d'importants facteurs déterminants de la décision de prendre sa retraite n'ont pu être pris en compte dans ces estimations : employabilité par catégorie professionnelle en 1995, macrodéterminants à l'échelle de l'économie de la demande qui s'attache à diverses catégories de travailleurs plus âgés (à condition que les intéressés soient désireux et capables de travailler). Il a été difficile de caractériser la situation professionnelle de ces gens.

3 Le code mnémotechnique de cette variable est DVEXRETAG. Dans le texte, de tels codes figurent tous en majuscules.

qui avaient « dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite » (DVEXREAG < 997)[4]. (Nous détaillerons plus loin notre traitement de ces cas de « retraite exclue ») Sur l'échantillon initial de 11 876 personnes, nous avons prélevé un sous-échantillon de 6 042 personnes.

Il fallait ensuite choisir les gens qui, comme principale activité au cours des 12 derniers mois, avaient exercé un emploi ou s'étaient occupés d'une entreprise (DVG2 = 1), ce qui a permis de réduire la taille de l'échantillon à 4 180, soit 1 518 personnes de 45 ans et plus (DVAGEGR > 7) et 2 662 de 16 à 44 ans. Ce sont les tailles d'échantillon de la mise en tableaux simple selon l'âge prévu de la retraite; les données sur les gens de 45 ans et plus figurent aux tableaux 1A et 1B et celles des gens de 16 à 44 ans, aux tableaux 1C et 1D.

Nous avons limité l'analyse économétrique de l'âge *prévu* de retraite au sous-échantillon de 1 518 personnes de 45 ans et plus, puisque nous voulions vérifier l'importance de facteurs institutionnels comme l'existence de régimes de retraite d'employeurs. Ces employés étaient les plus susceptibles de connaître les caractéristiques de leur régime de retraite et de se laisser influencer par elles dans leur planification de retraite.

Par ailleurs, nous avons limité l'analyse économétrique de la décision de retraite *réelle* au sous-échantillon des retraités éventuels qui prennent la décision de quitter le marché du travail ou d'y demeurer. Nous avons ainsi choisi les gens de 45 ans et plus (DVAGEGR > 7) qui, comme principale activité il y a cinq ans, exerçaient un emploi ou s'occupaient d'une entreprise (DVACT5YR = 1). Nous avons dû nous reporter à l'activité principale d'il y a cinq ans parce que les décisions relatives à la retraite étaient fondées sur les cinq dernières années (1990-1994). De l'échantillon initial de 11 876 personnes, nous avons ainsi dégagé un sous-échantillon de 2 692 candidats à la retraite[5], dont 487 ou 18 p. 100 avaient effectivement pris leur retraite au cours des cinq dernières années (1990-1994).

Comme il s'agissait de voir quels gens avaient pris leur retraite les cinq années précédentes (1990-1994), il fallait connaître le secteur d'activité et la profession des intéressés et aussi savoir si ceux-ci relevaient d'une convention collective et participaient au régime de retraite de l'employeur immédiatement avant ces cinq ans[6]. Il aurait en effet été impossible de prendre les données actuelles (1994) s'ils avaient déjà pris leur retraite, puisque dans ce cas ils n'auraient ni secteur d'activité, ni profession, ni convention collective, ni régime de retraite d'employeur.

---

4 Les codes indiquent l'âge prévu de retraite pour ceux qui en ont mentionné un; on a attribué le code 996 aux cas de « retraite exclue », 997 aux cas « s.o. », 998 aux cas « ne sait pas » et 999 aux cas de non-déclaration. Ainsi, les codes inférieurs à 997 décrivent tous les gens qui ont mentionné un âge prévu de retraite, ainsi que ceux qui ont dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite.

5 C'est la taille d'échantillon de l'analyse de la décision de retraite réelle figurant aux tableaux 2C et 3C. Il n'y a aucune correspondance avec les chiffres des tableaux portant sur l'âge prévu de retraite.

6 Il a fallu employer les variables suivantes de la liste de codage du cycle 9 de l'ESG : branche d'activité il y a cinq ans : DVIND5YR pour les personnes retraitées ou occupant actuellement un emploi; profession PINEO il y a cinq ans : DV5YRPIN pour les personnes retraitées ou occupant actuellement un emploi; application d'une convention collective : DVCON5YR pour les retraités et H42A = 1 (syndiqué) ou H43B = 1 (non-syndiqué, mais relevant d'une convention collective) pour les personnes occupant un emploi; participation à un régime de retraite d'employeur : K13 = 1 pour les retraités (ayant reçu un revenu de retraite d'un employeur) et H34A = 1 pour les personnes occupant actuellement un emploi (relevant d'un régime de retraite d'employeur).

3. Répartition selon l'âge prévu de la retraite

Personnes actives de 45 ans et plus : Le tableau 1A répartit selon l'âge prévu (et auto déclaré) de la retraite les 1 518 personnes actives de 45 ans et plus qui ne sont donc pas encore retraitées dans l'ensemble de données[7]. On observe nettement de grandes « pointes » ou une concentration à certains âges, ainsi que l'évoque la section 4, notamment à 65 ans (25 p. 100 des répondants), 60 ans (21 p. 100) et 55 ans (13 p. 100).

Dans l'ensemble, presque 60 p. 100 des répondants qui ont fait part de leurs préférences en matière de retraite, et qui n'étaient pas encore retraités, prévoyaient quitter à l'un de ces trois âges. Bien sûr, nous ne prenons pas en compte ici les gens qui étaient déjà retraités à ces âges, car ils ne faisaient pas partie de notre ensemble de données, lequel comprenait uniquement les personnes non encore retraitées qui pouvaient, par conséquent, indiquer un âge prévu de retraite.

À la dernière colonne des pourcentages cumulés, on peut voir que sur le nombre de personnes de 45 ans et plus non encore retraités, 17 p. 100 prévoyaient quitter à 55 ans, 45 p. 100 à 60 ans et presque 80 p. 100 à 65 ans.

Autre résultat digne de mention au tableau, 17 p. 100 des répondants qui ont parlé de l'âge de leur retraite ont dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite (dernière ligne). Le chiffre est important, surtout si on considère qu'une proportion appréciable des enquêtés devraient se plier à une politique de retraite obligatoire. Bien que les intéressés n'aient eu qu'à quitter leur emploi, et pas nécessairement le marché du travail comme tel, l'obligation de prendre sa retraite à un certain âge demeurerait un facteur restrictif pour la plupart des employés.

Le grand nombre d'enquêtés ayant dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite semble indiquer que la répartition selon l'âge prévu de retraite serait bien plus concentrée à des âges plus avancés si ces gens faisaient partie de la répartition. En d'autres termes, il y aurait bien plus que le petit nombre des gens qui prévoyaient prendre leur retraite après 65 ans si les 17 p. 100 de travailleurs n'ayant exprimé aucune intention de quitter leur emploi entraient dans la répartition pour ces âges de retraite plus tardifs. Il faudrait manifestement considérer que ces travailleurs planifient de prendre leur retraite à un âge « avancé » puisqu'ils ont affirmé qu'ils ne prendraient jamais leur retraite. Reste à savoir quel âge on devrait fixer dans ces cas.

---

7 Les tableaux comprennent les 1 518 personnes qui ont dit avoir l'intention de prendre leur retraite à tel ou tel âge ou ne pas avoir l'intention de quitter leur emploi. Sont exclus les 1 306 enquêtés qui ont dit « ne pas savoir » et les 46 qui n'ont pas indiqué l'âge où ils prévoyaient prendre leur retraite. Ces deux derniers groupes n'entrent jamais dans l'analyse.

On peut raisonnablement supposer que si on déclare ne pas vouloir prendre sa retraite, c'est qu'on a l'intention de travailler le reste de sa vie. Le décès pourrait être la limite supérieure pour l'âge prévu de retraite, car on peut avoir à quitter le marché du travail pour cause de maladie avant même de décéder, bien que tel soit aussi le cas pour tous ceux qui ont indiqué un âge prévu de retraite. Pour éclairer notre propos, il serait peut-être bon de répartir les cas de « retraite exclue » aux derniers âges prévus de retraite. Une telle répartition hypothétique pourrait être établie en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés.

Personnes actives de 45 ans et plus qui « excluent toute retraite » : imputation au moyen de l'espérance de vie : Le tableau 1B répartit essentiellement les cas de « retraite exclue » aux derniers âges prévus de retraite en fonction du reste de leur espérance de vie. L'espérance de vie résiduelle ou conditionnelle est celle qui convient, car à un âge plus avancé, elle l'emporte considérablement chez les « survivants » sur l'espérance de vie inconditionnelle à la naissance. Ayant déjà survécu jusqu'à un certain âge, les intéressés ont sans doute des caractéristiques propres à leur conférer une espérance de vie supérieure à celle d'une personne moyenne née la même année.

Pour l'essentiel, les gens qui ont dit exclure toute retraite se voient attribuer dans notre analyse un âge prévu de retraite égal à leur âge donné, plus le reste de leur espérance de vie[8]. Le calcul se fait séparément pour les hommes et les femmes, ces dernières ayant une espérance de vie bien plus grande (quatre ans de plus que les hommes à l'âge de 65 ans)[9].

Comme l'indique le tableau 1B, si on attribue un âge prévu de retraite aux cas de « retraite exclue » en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés, les valeurs aux âges plus tardifs deviennent encore plus importantes. Les « pointes » précédentes que nous retrouvons à 65, 60 et 55 ans demeurent mais, une fois la correction apportée, nous constatons qu'une proportion appréciable de personnes actives ont l'intention de prendre leur retraite à 75 ans et plus.

Il y aurait donc une importante demande latente de retarder le moment de la retraite à un âge postérieur à l'âge normal de la retraite (65 ans). C'est ce qu'on constate si l'on prend en compte les cas de retraite exclue (comme au tableau 1A) ou qu'on répartit ces cas sur

---

8 Les chiffres sur l'espérance de vie conditionnelle sont fournis par Statistique Canada, Tables de mortalité, Canada et provinces, publication nº 84-537 au catalogue, 1995.

9 Ainsi, un homme âgé de 47 ans qui a dit ne pas avoir l'intention de prendre sa retraite se verrait attribuer 77 ans comme âge de retraite pour une espérance de vie résiduelle de 30 ans. Un homme de 52 ans (de cinq ans plus âgé) obtiendrait 78 ans en fonction d'une espérance de vie résiduelle de 26 ans. En réalité, bien qu'il ait cinq ans de plus, son espérance de vie résiduelle diminue de quatre ans seulement — et non de cinq -, car l'espérance de vie conditionnelle augmente dans les cohortes de survivants. Comme l'espérance de vie conditionnelle augmente d'un an (de 77 à 78 ans) chez les gens ayant cinq ans de plus, l'âge prévu de retraite est lui aussi majoré d'un an dans leur cas. C'est pourquoi on observe une certaine « concentration » selon l'âge prévu de retraite, une plus grande espérance de vie résiduelle venant quelque peu compenser l'effet du vieillissement.

À une femme âgée de 47 ans, on attribuerait 83 ans (contre 77 chez les hommes) comme âge prévu de retraite en fonction d'une plus grande espérance de vie résiduelle de 36 ans. Ainsi, les femmes qui ont dit exclure toute retraite obtiendraient un âge prévu de retraite postérieur à celui des hommes du fait de leur plus grande espérance de vie résiduelle.

les âges prévus de retraite plus tardifs d'après le reste d'espérance de vie des intéressés (comme au tableau 1B). Que cette demande latente de reporter l'âge de la retraite traduise le désir de continuer à travailler par satisfaction professionnelle ou par nécessité économique, elle ne peut être établie avec précision à partir d'une répartition simple selon l'âge prévu de retraite.

Pour l'essentiel, si on observe une « concentration » considérable à 65, 60 et 55 ans relativement à la planification de la retraite, il subsiste quand même une ample diversité sur ce plan. Soixante-cinq ans est l'âge prévu de retraite le plus fréquent, mais c'est l'âge de la retraite pour un peu plus du cinquième seulement des travailleurs plus âgés qui ont indiqué un âge prévu de retraite ou exprimé l'intention de ne pas prendre leur retraite. Il existe une diversité considérable des âges prévus de retraite avec quelques pointes bien définies.

Ces dernières semblent s'expliquer par deux facteurs. D'abord, elles s'observent aux âges qui caractérisent les régimes de retraite publics et privés. Plus précisément, 65 ans est l'âge d'admission aux prestations ordinaires du RPC et du RRQ et aussi l'âge de retraite normal des régimes privés de retraite des travailleurs (il s'agit souvent d'un âge de retraite obligatoire). Soixante ans est l'âge d'admissibilité aux prestations anticipées du RPC. Dans les régimes privés de retraite, 60, 61 et 62 ans sont des âges fréquents de préretraite spéciale. Dans ce dernier cas, il n'y a pas de rajustement actuariel pour une réception anticipée et donc plus longue des prestations des régimes. Cinquante-cinq ans est un âge répandu de préretraite subventionnée des régimes privés des travailleurs. Ainsi, ces résultats concordent avec un certain nombre de nos constatations découlant des simulations, que l'on retrouve à la section 4.

Les pointes s'expliquent sans doute aussi par l' « arrondissement des chiffres » aux cinq ans par les répondants, étant donné que (60, 55, 50, etc.) les âges en question s'échelonnent à intervalles de cinq ans autour de l'âge de retraite « normal » de 65 ans. On relève, par exemple, de petites pointes à 50, 70 et 75 ans, alors que rien n'indique que les régimes de retraite publics ou privés offrent des éléments différents d'incitation financière à ces âges. Le fait d' « arrondir » ne saurait néanmoins expliquer les grandes pointes observées à 65, 60 et 55 ans, d'où l'impression que les incitations financières des régimes publics et privés que nous avons déja évoquées ont une influence marquée sur les âges prévus de retraite.

Personnes actives plus jeunes (16 à 44 ans) : Les tableaux 1C et 1D reprennent l'analyse de l'âge prévu de la retraite pour les gens plus jeunes (16 à 44 ans), en prenant en compte des cas de retraite exclue dans cette catégorie distincte (tableau 1C) et en répartissant les gens dans toutes les catégories d'âge prévu de retraite en fonction du reste de leur espérance de vie (tableau 1D). L'exercice vise principalement à vérifier si les travailleurs plus jeunes ont des perspectives de retraite qui diffèrent nettement de celles de leurs aînés.

Les tableaux indiquent clairement que les travailleurs plus jeunes prévoient prendre leur retraite plus tôt que les travailleurs âgés. Ainsi, si l'on compare le tableau 1C (travailleurs plus jeunes de 16 à 44 ans) au tableau 1A (travailleurs âgés de 45 ans et plus), l'âge prévu

de retraite le plus fréquent (typique) chez les premiers est de 55 ans (31 p. 100) comparativement à 65 ans (25 p. 100) chez les seconds. Un nombre considérable de travailleurs plus jeunes (10 p. 100) prévoient même quitter à 50 ans.

Comme chez les travailleurs âgés, les pointes qui surviennent à des âges précis, par intervalles de cinq ans, sont importantes, mais chez les travailleurs plus jeunes elles se déplacent toutes vers des âges moins avancés. C'est ce qu'illustre peut-être le mieux la répartition cumulative : 45 p. 100 des travailleurs plus âgés prévoient quitter à 60 ans et 47,5 p. 100 (proportion comparable) des travailleurs plus jeunes, à 55 ans. L'effet est encore plus saisissant lorsqu'il est question de la retraite anticipée : 17 p. 100 seulement des travailleurs âgés et 48 p. 100 des travailleurs plus jeunes prévoient quitter à 55 ans.

La tendance à prendre plus tôt sa retraite chez les travailleurs plus jeunes ressort également de comparaisons portant sur les cas de « retraite exclue » : 17 p. 100 des travailleurs âgés qui ont parlé de leur retraite ont dit ne pas avoir l'intention de quitter leur emploi comparativement à 10 p. 100 seulement chez les travailleurs plus jeunes ayant formulé la même affirmation.

On observera aisément des tendances semblables au devancement de l'âge de la retraite et des pointes à des âges plus hâtifs si on répartit les cas de retraite exclue sur les âges prévus de retraite en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés.

La nette tendance au devancement de l'âge de la retraite chez les travailleurs plus jeunes est d'autant plus remarquable que les intéressés jouissent d'une plus grande espérance de vie et peuvent envisager une retraite plus longue. Cette constatation va aussi à l'encontre du stéréotype aujourd'hui répandu selon lequel la génération X est incapable de se payer les luxes de ses parents, et notamment celui de prendre tôt sa retraite après avoir suffisamment économisé. Tel sera particulièrement le cas si les jeunes générations se retrouvent en plus avec des charges financières considérables du fait du financement des prestations que devront servir les régimes par répartition à des personnes âgées de plus en plus nombreuses[10].

Malgré ces facteurs qui jouent contre le devancement de l'âge de la retraite, les travailleurs plus jeunes ont nettement l'intention de prendre leur retraite plus tôt que leurs aînés. Bien sûr, cette intention pourrait ne jamais devenir réalité, mais on peut voir que les travailleurs plus jeunes s'attendent à prendre leur retraite plus tôt et qu'ils sont plutôt nombreux à penser ainsi.

10 Bien sûr, les jeunes générations pourraient aussi hériter du patrimoine financier considérable des générations précédentes.

4. *Statistiques descriptives des variables qui influent sur la retraite*

Comme l'ont indiqué l'examen de la documentation et l'examen théorique des facteurs déterminants de la décision de prendre sa retraite, il y aurait une grande diversité de facteurs qui entrent en jeu. Certains font partie de la base de données de l'ESG et figurent à titre de variables explicatives dans l'analyse de régression que nous allons présenter dans cette partie. **Les gens qui ne s'intéressent qu'aux résultats de l'exercice et non pas aux données qui « produisent » ces résultats peuvent très bien sauter la présente section.** Voici des statistiques descriptives retenues : nombre d'observations ou de cas documentés pour chaque variable (d'où une indication des valeurs manquantes), valeurs minimale et maximale, valeur moyenne (proportion des observations de cette catégorie dans le cas des variables indépendantes catégoriques) et variance (c'est-à-dire écart-type).

Nous examinons séparément ces statistiques descriptives pour les trois sous-échantillons exploités dans autant d'analyses de régression présentées plus loin. Dans tous les cas, l'analyse se limite aux gens de 45 ans et plus. Les tableaux de statistiques descriptives diffèrent pour ce qui est de la variable dépendante (âge prévu de retraite aux tableaux 2A et 2B et décision de retraite réelle au tableau 2C). Les régressions ayant pour objet l'âge prévu de retraite varient aussi du fait que l'on ne prend pas en compte dans l'analyse les répondants qui ont dit ne pas avoir l'intention de prendre leur retraite (tableau 2A) ou qu'on impute à ceux-ci un âge prévu de retraite en fonction du reste de leur espérance de vie (tableau 2B). Comme le tableau 2C porte sur la décision de retraite réelle et non sur la retraite prévue, il n'y a pas de cas de retraite « exclue » à répartir dans l'analyse en question.

L'examen des statistiques descriptives sera bref et se concentrera sur le tableau 2A, où sont décrites les variables qui entrent dans la régression d'âge prévu de retraite sans les cas de retraite exclue. Ce traitement nous mènera d'emblée aux autres tableaux de statistiques descriptives.

Comme on peut le voir au tableau 2A, la taille d'échantillon des régressions sans les cas de retraite exclue est de 1 266, ce qui correspond aux 1 518 observations de la distribution de fréquence du tableau 1A selon l'âge prévu de retraite, moins les 252 cas de retraite exclue. Comme l'indique la première colonne, toutes les variables de ce sous-échantillon visent les 1 266 observations au complet; il n'y a donc de valeurs manquantes (observations ou enquêtés) pour aucune des variables.

Comme il s'agit de variables catégoriques dans tous les cas, sauf un, la valeur minimale est de 0 si une observation n'appartient pas à la catégorie, et la valeur maximale de 1, si elle en fait partie.

Dans les valeurs moyennes, on relève que 59 p. 100 des enquêtés sont de sexe masculin et 41 p. 100, de sexe féminin. Pour les catégories d'âge, on constate que 34 p. 100 des enquêtés sont âgés de 45 à 49 ans, 2,2 p. 100 seulement, de 65 à 69 ans, et moins de 1 p. 100, de 70 ans et plus. Une proportion appréciable (26 p. 100) de ces travailleurs plus âgés ont fait moins que les études secondaires et 22 p. 100 sont diplômés d'université. Pour la situation du conjoint, on peut voir que celui-ci travaille dans 46 p. 100 des cas, qu'il est retraité dans 4 p. 100 des cas et malade dans 2 p. 100 de cas. Pour ce qui est de leur état de santé, les enquêtés se répartissaient à peu près également entre les catégories « bonne santé », « très bonne santé » et « excellente santé »; 1,4 p. 100 ont dit être en mauvaise santé et 7 p. 100 avoir une santé passable.

Seulement 2 p. 100 ont déclaré avoir reçu d'autres revenus au cours des 12 derniers mois (prestations pour enfants, bourses d'études) et 36 p. 100 ont dit avoir touché des intérêts depuis un an. Les répondants étaient propriétaires d'une habitation dans une proportion de 83 p. 100. Plus des deux tiers (68 p. 100) ont aussi déclaré relever d'une convention collective, proportion considérablement supérieure à la proportion correspondante de toute la population active (37 p. 100) ou même des travailleurs de 45 ans et plus (approximativement 47 p. 100)[11]. Environ 42 p. 100 participaient au régime de retraite de l'employeur, pourcentage représentatif des 34 p. 100 de personnes actives qui participaient à des régimes de retraite à peu près à la même époque[12].

La seule variable indépendante qui soit non catégorique, c'est-à-dire continue, est celle de l'indice PINEO du prestige professionnel. Ce dernier progresse ici en direction inverse, puisqu'il va d'une valeur minimale de 1 à une valeur maximale de 16, avec une moyenne de 8,5. Les répartitions industrielle et régionale des travailleurs sont représentatives des répartitions correspondantes dans l'économie tout entière. L'âge moyen prévu de la retraite est de 61 ans.

Comme l'indique le tableau 2B, la taille d'échantillon est portée à 1 518 lorsqu'on répartit les 252 cas de retraite exclue sur les différents âges prévus de retraite en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés. L'âge moyen prévu de la retraite monte à 64,3 ans si ces observations sont incluses. Dans ce sous-échantillon, il y a quelques valeurs manquantes, mais il s'agit d'un phénomène peu fréquent qui existe uniquement dans le cas des variables financières « autres revenus » (n=1 515, trois enquêtés n'ayant pas répondu à la question), « revenu d'intérêts » (n=1 515) et « propriétaires de maison » (n=1 501).

Le tableau 2C présente les statistiques descriptives des variables de la régression portant sur la décision de retraite réelle. La taille d'échantillon augmente à 2 692, car de telles régressions tiennent compte des gens qui ont pris leur retraite au cours des cinq années

---

11 En 1990, la proportion correspondante était de 48,4 p. 100 pour les travailleurs de 45 à 54 ans et de 44,6 p. 100 pour le groupe des 55 à 69 ans (Murray, G., « Unions: Membership, Structures and Action », dans Union-Management Relations in Canada, 3e édition, sous la direction de M. Gunderson et A. Ponak, Toronto : Addison-Wesley, 1995, p. 166).

12 Statistique Canada, Régimes de pensions au Canada, publication nº 74-401 au catalogue, 1996, p. 19.

précédentes (alors que les régressions portant sur l'âge prévu de retraite visent, bien sûr, les travailleurs non encore retraités). La valeur moyenne de 0,1809 pour la variable auxiliaire « retraités » indique que 18 p. 100 des répondants ont déclaré avoir pris leur retraite au cours des cinq années précédentes soit entre 1990 et 1994. On ne relève de valeurs manquantes que pour la variable « propriétaires de maison » (n=2 641), 51 enquêtés n'ayant donc pas répondu à la question.

5. *Régression selon l'âge prévu de la retraite : sans les cas de « retraite exclue »*

Le tableau 3A présente les résultats de la régression (par les moindres carrés ordinaires) ayant porté sur la variable dépendante de l'âge prévu de retraite après exclusion de l'analyse des gens qui ont dit n'avoir jamais eu l'intention de prendre leur retraite. La taille d'échantillon de 1 266 correspond aux 1 518 répondants du tableau 1A, moins les 252 qui ont dit ne pas songer à la retraite[13].

Le coefficient[14] relatif à la variable auxiliaire « hommes » indique que, toutes choses étant égales, les hommes prévoyaient prendre leur retraite presque un an (79 p. 100 d'un an) plus tard que les femmes.

L'âge prévu de la retraite s'accroît nettement avec l'âge des enquêtés. Par rapport à la catégorie de référence (omise) des 45 à 49 ans, l'âge prévu de retraite est postérieur de 1,4 an chez les 50 à 54 ans, de 3,3 ans chez les 55 à 59 ans, de 5,3 ans chez les 60 à 64 ans, de 9 ans chez les 65 à 69 ans et de 13 ans chez les 70 ans et plus. On constate essentiellement qu'à chaque fois que l'âge des enquêtés augmente de cinq ans, l'âge prévu de retraite augmente de deux à quatre ans. Toutes choses étant égales, les travailleurs plus jeunes (et même ceux qui ont 45 ans et plus) prévoient nettement quitter leur emploi plus tôt.

Ces données viennent corroborer les résultats précédents aux tableaux 1A et 1C où les valeurs de distribution de fréquence selon l'âge prévu de la retraite étaient bien plus élevées pour les travailleurs âgés (45 ans et plus) que pour les travailleurs plus jeunes (16 à 44 ans), d'où l'impression que le rapport antérieurement dégagé subsiste même en tenant compte des nombreux autres facteurs qui peuvent influer sur l'âge prévu de la retraite.

Ce lien positif étroit avec l'âge semble démontrer qu'en ne prenant pas leur retraite, les travailleurs âgés ont indiqué leur préférence pour une retraite plus tardive. Voilà une indication qui reste utile, puisqu'elle fait voir les fortes préférences de ces travailleurs « persévérants ».

---

13 Dans le cas des valeurs manquantes (observations) pour une variable, nous avons substitué la valeur moyenne à cette valeur. Comme l'indiquent les tableaux des statistiques descriptives (2A, 2B et 2C), les valeurs manquantes sont rares et n'existent que pour les variables de situation financière portant sur les revenus d'intérêts, les autres revenus et les propriétaires de maison.

14 Dans tous les résultats de régression qui suivent, les coefficients sont statistiquement significatifs s'ils dépassent respectivement les valeurs *t* critiques de 1,65 et 1,96 aux niveaux 0,10 et 0,05 d'un test bilatéral. Règle générale, lorsqu'il est question de coefficients dans ce document, il s'agit, sauf avis contraire, de coefficients statistiquement significatifs.

Les coefficients importants des groupes âgés de 65 à 69 ans et 70 ans et plus (révélateurs d'une prolongation de la vie professionnelle par rapport à celle des 45 à 49 ans) font aussi ressortir le rôle possible des éléments d'incitation financière des régimes privés de retraite. Les travailleurs en cause ont passé l'âge de la retraite anticipée ou spéciale à laquelle ils auraient droit s'ils participaient à des régimes de retraite comportant de telles dispositions. Faute de ces encouragements à la retraite anticipée, ils prévoient nettement travailler plus longtemps, même en dépit de leur âge.

Il n'y a pas de tendances qui se dégagent nettement dans le cas de l'instruction, bien que les diplômés d'université prévoient prendre leur retraite deux tiers environ (70 p. 100) d'une année plus tard que les gens ayant fait moins que les études secondaires.

Les gens dont le conjoint travaille ou tient la maison prévoient pour leur part quitter leur emploi presque un an avant les gens sans conjoint et ceux dont le conjoint est déjà retraité envisagent de quitter un peu plus d'un an plus tôt, ce qui témoigne de la complémentarité des projets de retraite au sein de la famille. En d'autres termes, on constate que les gens sans liens familiaux avec un conjoint sont plus susceptibles de continuer à travailler.

L'âge prévu de la retraite augmente constamment selon l'état de santé de la personne. Par rapport aux gens en mauvaise santé, les gens dont la santé est passable prévoient prendre leur retraite 2,5 ans plus tard et les gens dont la santé est excellente, 3 ans après.

Bien que grossières, les mesures du revenu non lié au travail semblent indiquer qu'avec une plus grande richesse les gens ont les moyens de prendre leur retraite. Plus précisément, les gens qui touchent un revenu sous forme d'intérêts (et qui ont, par conséquent, des économies génératrices d'intérêts) prévoient quitter plus tôt, bien que cet effet soit modeste (retraite antérieure d'une demi-année). Les propriétaires de maison ont l'intention de quitter leur emploi environ deux ans avant les autres. Il faut peut-être y voir l'effet d'incitation à la retraite d'une richesse supérieure liée à la propriété d'une habitation, et sans doute aussi l'effet d'une plus grande possibilité de « bricolage » après la retraite.

Les gens qui relèvent d'une convention collective prévoient prendre leur retraite environ le tiers d'une année plus tôt que ceux qui n'en ont pas, bien que cet effet ne soit pas statistiquement significatif.

Comme nous le verrons plus loin, l'effet est bien plus marqué lorsqu'on impute un âge de retraite aux cas de « retraite exclue » en fonction du reste d'espérance de vie des intéressés, ce qui montre bien que les gens relevant d'une convention collective avaient peu de chances de répondre qu'ils n'avaient jamais eu l'intention de prendre leur retraite.

En d'autres termes, les travailleurs ne relevant pas d'une convention collective avaient plus de chances de répondre qu'ils n'avaient jamais envisagé de prendre leur retraite et, par conséquent, de se voir attribuer un âge prévu de retraite plus tardif en fonction de leur espérance de vie.

Les gens qui participent à un régime de retraite d'employeur à prestations déterminées prévoient partir à la retraite environ 1,3 an plus tôt que ceux qui ne bénéficient pas d'un tel régime. Il faut sans doute y voir l'élément de richesse de ces régimes qui donnent aux gens les moyens de prendre leur retraite. Il y a peut-être aussi l'effet des incitations financières ou des subventions à la retraite anticipée que comportent souvent de tels régimes, surtout par leurs dispositions de préretraite ou de retraite spéciale. Comme cette variable est grossière, on ne peut rien affirmer de plus précis sur les effets d'incitation à la retraite de ces régimes.

Le coefficient négatif important pour l'indice du prestige professionnel[15] indique que les gens appartenant à des professions supérieures prévoient prendre leur retraite plus tôt, d'où l'impression que l'élément de richesse de ces professions prédomine sur toute tendance au report de la retraite à cause du prestige et de la rémunération sans doute supérieure qui vont avec le maintien de l'emploi dans ces professions. D'après l'ordre de grandeur du coefficient, on peut voir que, à mesure que l'on franchit les échelons de cet indice (d'une valeur minimale de 1 à une valeur maximale de 16), l'âge prévu de la retraite diminue de 0,08 (c'est-à-dire de moins d'un dixième d'année). En d'autres termes, les gens qui se trouvent au sommet de cette échelle prévoient quitter 1,3 an plus tôt (16 x 0,08) que ceux qui se situent à son autre extrémité.

L'âge prévu de la retraite ne varie guère selon les secteurs d'activité lorsqu'on tient en compte d'autres facteurs que l'on croit influer sur les décisions de retraite. Aucune des variables relatives aux branches d'activité n'est statistiquement significative.

Les Québécois prévoient prendre leur retraite presque un an plus tôt que les Ontariens et les habitants des provinces de l'Atlantique, environ six dixièmes d'une année avant ces mêmes Ontariens. Dans les autres provinces, les âges prévus de retraite correspondent à ceux de l'Ontario (mais les coefficients sont petits et statistiquement non significatifs).

---

15 L'indice du prestige professionnel va d'une valeur minimale de 1 à une valeur maximale de 16 pour l'échelle d'importance des professions.

6. *Régression selon l'âge prévu de la retraite : imputation à l'égard des cas de « retraite exclue »*

Le tableau 3B reprend l'analyse de régression selon l'âge prévu de retraite, mais en tenant compte des gens qui ont dit n'avoir jamais eu l'intention de quitter leur emploi. À ceux-là, on attribue un âge prévu de retraite en fonction du reste de leur espérance de vie. La taille d'échantillon passe ainsi de 1 266 à 1 518, car on se trouve à inclure les 252 personnes qui, dans l'analyse ESG, ont dit exclure toute idée de retraite. La répartition de ces gens selon l'âge prévu de retraite a déjà été présentée au tableau 1B et leurs statistiques descriptives, au tableau 2B.

On ne s'étonnera pas que les résultats de régression aient parfois varié (il s'agit habituellement d'une accentuation), puisqu'on répartit les cas de retraite exclue sur les âges prévus de retraite supérieurs (comme on peut le voir au tableau 1B). Ajoutons que les femmes ainsi réparties sont plus susceptibles de se voir attribuer un âge prévu de retraite plus tardif à cause de leur plus grande espérance de vie. Pour avoir le moins possible à reprendre les données de l'analyse qui précède, nous nous attacherons ici aux principales différences entre ces résultats et ceux du tableau 3A, où les cas de « retraite exclue » n'étaient pas pris en compte.

Lorsqu'on répartit ces cas sur les âges de retraite supérieurs en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés, le coefficient du sexe demeure positif, mais perd toute signification statistique. Les hommes se retrouvent avec un âge prévu de retraite semblable à celui des femmes plutôt qu'avec un âge plus tardif comme dans l'analyse sans les cas de retraite exclue. C'est nettement que les femmes qui prévoient ne jamais prendre leur retraite se voient attribuer un âge de retraite supérieur du fait de leur plus grande espérance de vie. Une autre explication possible est que les femmes ont peut-être exclu toute idée de retraite parce qu'elles avaient moins de chances de participer au régime de retraite de l'employeur avec ses effets d'incitation à la retraite ou que, si elles disposaient d'un tel régime, elles pouvaient vouloir continuer à travailler pour regagner les droits à la retraite qu'elles avaient peut-être perdu en raison d'un arrêt de travail pour élever les enfants.

L'effet positif important de l'âge sur l'âge prévu de retraite subsiste dans cette analyse et s'accentue en réalité, ce qui indique que les travailleurs plus âgés étaient plus susceptibles — d'une manière disproportionnée — de dire n'avoir jamais eu l'intention de prendre leur retraite et avaient, par conséquent, été répartis dans des catégories d'âge plus avancé relativement à la planification de leur retraite.

L'effet de l'instruction devient aussi plus marqué. Les diplômés d'université prévoient maintenant prendre leur retraite deux ans plus tard que les gens n'ayant pas fait leurs études secondaires et plus de deux ans après les diplômés de l'école secondaire.

Le lien antérieurement établi entre la santé et l'âge prévu de retraite demeure positif, mais perd de son importance et devient statistiquement non significatif après avoir été pris en compte dans l'analyse des cas de retraite exclue. Cette variation est plutôt curieuse, du moins dans la mesure où les gens qui excluaient toute idée de retraite étaient probablement en bonne santé. Dans ce cas, leur répartition dans des catégories d'âge plus avancé devrait avoir accentué le lien positif entre la santé et l'âge prévu de retraite. Il est possible que leur état de santé ait été si piètre qu'ils ont pensé ne pas pouvoir jouir de la retraite et avoir besoin du revenu de leur travail pour se payer des soins. Il est même possible que leur santé se soit dégradée au point qu'ils s'attendaient à mourir avant de parvenir à la retraite.

L'effet de l'application d'une convention collective devient bien plus marqué lorsqu'on répartit les cas de retraite exclue sur tous les âges prévus de retraite supérieurs. Plus précisément, les gens relevant d'une convention collective prévoient prendre leur retraite 3,3 ans plus tôt que les autres. On peut ainsi constater que les gens ayant dit exclure toute idée de retraite étaient moins susceptibles — d'une manière disproportionnée — de relever d'une convention collective et, par conséquent, de se voir attribuer un âge de retraite plus tardif en fonction du reste de leur espérance de vie.

L'incidence de l'adhésion à un régime de retraite d'employeur s'accentue elle aussi, doublant de valeur, si bien que les gens qui participent à un régime de retraite s'attendent à quitter leur emploi 2,4 ans avant les autres. Comme pour la variable de l'application d'une convention collective, on constate que les gens qui excluaient toute idée de retraite étaient moins susceptibles, et ce, d'une manière disproportionnée, de participer au régime de retraite de l'employeur et donc de se voir attribuer un âge de retraite plus tardif en fonction du reste de leur espérance de vie.

Le coefficient négatif pour l'indice du prestige professionnel s'accroît en valeur absolue, d'où la constatation que les gens appartenant à des professions supérieures prévoient quitter plus tôt que les gens des professions inférieures. Comme cet effet est plus marqué si on répartit les cas de retraite exclue sur les âges plus avancés, on voit bien que les gens qui prévoyaient ne jamais prendre leur retraite appartenaient en nombre disproportionné à des professions inférieures. *Cela semble également indiquer que les gens excluaient toute idée de retraite plus par nécessité économique qu'en raison de leur appartenance à des professions inférieures, ce que vient corroborer le fait que les gens nullement désireux de prendre leur retraite étaient moins susceptibles de relever d'une convention collective ou de participer à un régime de retraite de l'employeur.*

Il se dégage en outre des tendances plus nettes pour ce qui est des secteurs d'activité. On constate plus précisément que, par rapport à la catégorie de référence (omise) de l'industrie secondaire, l'âge prévu de la retraite était antérieur de 1,6 an dans la construction, de 1 an dans la santé et l'éducation et de 1,4 an dans l'administration publique.

En d'autres termes, après avoir pris en compte d'autres facteurs déterminants quant à la décision de prendre sa retraite, l'âge de retraite prévu dans les différents secteurs d'activité se répartit comme suit, en ordre croissant, du plus jeune au plus avancé : construction,

administration publique, santé et éducation, industrie tertiaire, industrie secondaire et industrie primaire (où l'âge prévu de retraite est le plus tardif). Cet ordre coïncide largement avec l'existence probable d'éléments d'incitation à la retraite anticipée dans des secteurs comme ceux de l'administration publique et des services de santé et d'éducation, mais la répartition par secteur d'activité pourrait aussi traduire une multitude d'autres facteurs.

Pour ce qui est du principal changement dans les tendances provinciales, bien que l'âge prévu de retraite soit inférieur à celui de l'Ontario dans toutes les provinces, la différence n'est statistiquement significative que dans les provinces de l'Atlantique, où l'âge prévu de la retraite précède de 1,2 an celui de l'Ontario.

7. *Analyse de la régression selon la décision de retraite effective*

L'analyse qui précède a porté sur l'âge prévu de la retraite. Dans cette section, nous nous attacherons plutôt à la décision de retraite effective, c'est-à-dire aux cas où les candidats à la retraite ont effectivement pris leur retraite ou sont demeurés sur le marché du travail. Nous recourrons à une combinaison de méthodes économétriques de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) et de régression logistique (analyse logit). Nous utiliserons les variables explicatives de l'analyse précédente selon l'âge prévu de retraite. La variable dépendante sera cependant une variable auxiliaire à double code : 1 en cas d'auto déclaration de retraite effective dans les cinq ans qui précèdent (1990-1994, année d'enquête comprise) et 0 en cas de non-retraite, les intéressés ayant décidé de rester sur le marché du travail. Dans le reste de l'exercice, nous désignerons par « probabilités de retraite » les probabilités d'autodéclaration de retraite effective au cours des cinq années précédentes, dont l'année d'enquête (1994).

Comme la variable dépendante est dichotomique ou binaire (code 1 pour la retraite et code 0 pour le maintien de l'activité), les équations classiques de régression MCO (appelées fonctions linéaires de probabilités) ne donnent pas de valeurs de prévision qui se situent entre 0 et 1 et peuvent donc être considérées en tant que probabilités. Toutefois, les coefficients de régression MCO peuvent nous livrer des approximations utiles quant aux variations des probabilités de retraite. Un coefficient positif (négatif) indique que la variable a un effet positif (négatif) sur ces probabilités, l'ordre de grandeur du coefficient révélant la variation des probabilités liée à une variation unitaire de la variable explicative. Comme les variables explicatives sont généralement catégoriques, une variation unitaire se produit dans une catégorie donnée (celle des hommes, par exemple) par rapport à la catégorie de référence omise (celle des femmes, par exemple).

Les méthodes de régression logistique fournissent des estimations de probabilité ayant pour valeurs limites 0 et 1. Les résultats sont toutefois plus complexes à présenter, puisque les coefficients logistiques estimés ne donnent pas en soi la variation des probabilités de retraite liée à toute variation unitaire de chaque variable explicative (alors que les coefficients de régression MCO livrent des approximations des variations probabilistes). On peut transformer les coefficients logit en variations de probabilités, mais les valeurs changent à tous les niveaux de probabilités et doivent donc être déterminées en fonction de ces différents niveaux.

Soucieux de trouver un moyen terme entre la clarté de l'exposé (que permettent les régressions MCO) et la « justesse » économétrique (que permettent les régressions logistiques), nous examinerons les régressions MCO ici et les régressions logistiques en annexe, quitte à nous reporter à ces dernières lorsque les résultats s'écartent

considérablement de ceux des régressions MCO. En général, on peut juger que les résultats MCO plus simples représentent une approximation acceptable de l'effet des diverses variables explicatives sur la décision de prendre sa retraite. Les signes, la signification statistique et l'ordre de grandeur relatif de ces effets sont les mêmes dans une régression MCO et une régression logistique.

L'importance du lien est généralement moindre dans une régression MCO parce que, à un niveau moyen[16] de 0,18 (voir les pièces 3C et 3D), les variations des probabilités de retraite sont plus sensibles aux variations des variables explicatives dans la relation non linéaire d'une fonction logistique que dans l'approximation linéaire d'une régression MCO. Ainsi, on pourrait généralement considérer les coefficients MCO comme une indication du signe, de la signification et de l'importance relative des effets des différentes variables sur la décision de prendre sa retraite, l'ordre de grandeur absolu étant la limite inférieure assignée aux probabilités de retraite.

Le lien est évident entre les probabilités de retraite (selon les estimations du tableau 3C) et l'âge prévu de retraite (selon les estimations précédentes des tableaux 3A et 3B), mais il n'est pas simple en soi. On peut prévoir que les coefficients seront de signe opposé, c'est-à-dire qu'avec une variable qui abaisse l'âge prévu de retraite, les probabilités de retraite seront supérieures. Tel n'est pas nécessairement le cas cependant puisque, si une personne prenait sa retraite plus tôt, elle ne compterait pas parmi les candidats à la retraite qui ont à prendre une décision en la matière. On doit ajouter que les projets de retraite ne deviennent pas toujours réalité et ne donnent pas toujours lieu à une décision de retraite réelle.

Les deux notions visent des réalités quelque peu différentes. Avec l'âge prévu de retraite (aux tableaux 3A et 3B), on se trouve à mesurer les projets ou les attentes en matière de retraite, intentions qui peuvent ou non se réaliser. Avec la décision de retraite effective (au tableau 3C), on évalue dans quelle mesure les candidats à la retraite qui n'ont pas effectivement pris leur retraite avant 1990 (c'est-à-dire avant les cinq ans précédant l'année d'enquête de 1994) l'ont fait par la suite au cours de ces cinq ans. On mesure les probabilités de retraite pendant cette période dans les cas où les gens travaillaient et n'ont pas pris leur retraite avant 1990.

Il n'y a pas de lien nécessaire entre cette mesure et les probabilités d'une retraite hâtive ou tardive. Le fait que cette variable peut rendre plus probable la retraite dans cette période, ne signifie pas nécessairement que l'intéressé quitte plus tôt qu'une autre personne qui n'a pas pris sa retraite pendant cette période. Les gens qui passent tôt à la retraite peuvent avoir déjà quitté avant la période 1990-1994.

On peut voir au tableau 3C que les probabilités statistiquement significatives de retraite dans les cinq ans précédant l'année d'enquête étaient plus grandes (4,5 p. 100) chez les hommes que chez les femmes après avoir pris en compte d'autres facteurs déterminants de la décision de prendre sa retraite.

16 Les probabilités moyennes de retraite sont la moyenne de la variable dépendante, c'est-à-dire la proportion des cas d'autodéclaration de retraite effective dans les cinq ans qui ont précédé (1990-1994, année d'enquête comprise).

Les probabilités de retraite sont en relation étroite avec l'âge et augmentent constamment avec l'âge des travailleurs, du moins jusqu'à l'âge de 70 ans[17]. Les travailleurs de 70 ans et plus avaient plus de chances de prendre leur retraite que ceux appartenant à d'autres groupes d'âge dont les 45 à 49 ans, les 50 à 54 ans, les 55 à 59 ans et les 60 à 64 ans, mais moins que ceux qui étaient âgés de 65 à 69 ans. On constate essentiellement que les probabilités diminuent en réalité chez les travailleurs les plus âgés malgré leur âge. C'est sans doute que ces travailleurs ne subissent pas les effets d'incitation à la retraite des régimes de retraite des employeurs, lesquels auront probablement un effet plus marqué sur les 60 à 64 ans à cause des dispositions de retraite anticipée ou spéciale qu'ils comportent, et sur les 65 à 69 ans à cause de leurs dispositions de retraite normale, surtout à l'âge de 65 ans. Ce sont en réalité les groupes d'âge où les probabilités de retraite sont les plus grandes, indice des effets d'incitation des régimes, bien que ces données ne permettent pas de les cerner en toute précision.

Le lien entre l'instruction et les probabilités de retraite n'est pas simple. Le lien est le plus étroit pour les gens ayant entrepris mais non complété leurs études postsecondaires, bien que l'effet ne soit statistiquement significatif ni dans la régression MCO ni dans la régression logistique. Les probabilités sont les moindres chez ceux qui n'ont qu'un diplôme d'études secondaires, mais l'effet est statistiquement significatif tant dans la régression MCO que dans la régression logistique. Les probabilités de retraite ne continuent pas à monter avec le degré d'instruction, mais diminuent en fait chez les gens ayant fréquenté un collège communautaire ou une université (dans les deux régressions).

Elles sont aussi les moindres chez les gens dont le conjoint continue à travailler et de loin les plus grandes chez ceux dont le conjoint a déjà pris sa retraite. On constate ainsi la complémentarité des décisions de retraite qui se prennent au sein de la famille. Il est manifestement plus facile dans une famille de faire des choses ensemble si les deux intéressés sont déjà à la retraite. À l'opposé, on a moins intérêt à passer à la retraite si son conjoint demeure sur le marché du travail.

Les probabilités de retraite sont moindres chez les gens en bonne santé (c'est-à-dire que les coefficients des variables de la santé sont tous négatifs par rapport à la catégorie de référence omise d'un mauvais état de santé). Règle générale, elles sont approximativement de 0,06 (6 p. 100) inférieures chez les gens qui ne sont pas en mauvaise santé[18]. C'est là un grand effet de la mauvaise santé par rapport aux probabilités moyennes de retraite qui sont de 0,18 dans l'ensemble de données. Pour l'essentiel, cette relation semble indiquer que, après avoir pris en compte l'effet des autres facteurs qui influent sur les décisions de retraite, les gens ont bien plus de chances de prendre leur retraite s'ils sont en mauvaise santé et de continuer à travailler s'ils jouissent d'une meilleure santé.

---

17 Le coefficient est statistiquement non significatif pour le groupe des 50 à 54 ans dans la régression MCO, mais significatif dans la régression logistique.

18 C'est la moyenne des quatre coefficients de l'état de santé (passable, bon, très bon et excellent) par rapport à la catégorie de référence omise de la mauvaise santé. Dans la régression logistique, elle était légèrement supérieure à 0,087 ou 9 p. 100.

Ils seront bien plus susceptibles de prendre leur retraite si leurs économies leur permettent d'agir ainsi, comme en témoigne le coefficient important et statistiquement significatif de la variable du revenu d'intérêts. Plus précisément, les probabilités de retraite seront de 5 p. 100 supérieures chez les gens qui touchent un revenu sous forme d'intérêts. L'effet est marqué compte tenu du niveau moyen de 18 p. 100 des probabilités de retraite dans l'ensemble de données. L'effet de la propriété d'une habitation sur les probabilités de retraite est statistiquement non significatif (coefficient de -0,009 et t = 0,57 au tableau 3C), bien que les propriétaires de maison aient présenté un âge prévu de retraite plus hâtif (antériorité d'environ deux ans aux tableaux 3A et 3B). Toutefois, l'effet non significatif sur les probabilités de retraite pourrait tenir à un phénomène de causalité inverse, c'est-à-dire à l'incidence sur les régressions des gens qui ont pu avoir vendu leur maison au moment de prendre leur retraite.

Toutes choses étant égales, les gens qui relèvent d'une convention collective ont des probabilités bien moindres de prendre leur retraite, et l'effet est quantitativement fort important (coefficient de -0,2585 et t = -18,7). On semble s'écarter des résultats du tableau 3B, où les gens assujettis à une convention collective prévoyaient quitter plus de trois ans avant les autres (coefficient de -3,3 et t = -7,2). Comme nous l'avons évoqué précédemment, il faut tenir compte de la possibilité que les gens qui prévoyaient prendre leur retraite plus tôt l'aient déjà fait, ne comptant plus parmi les candidats à la retraite qui ont effectivement décidé de quitter leur emploi. Il y a aussi la possibilité que les gens relevant d'une convention aient continué à travailler à cause de la protection que leur conférait leur ancienneté et parce que les salaires supérieurs qui s'attachent souvent à l'ancienneté rendent attrayant le maintien de l'emploi.

Les personnes actives qui participent à un régime de retraite d'employeur ont 21 p. 100 plus de chances de prendre leur retraite que les autres, ce qui concorde avec les données antérieurement présentées au tableau 3B, où ces mêmes personnes prévoyaient quitter plus tôt que celles qui n'avaient aucun régime de retraite de l'employeur. Autre fait concordant : ces régimes peuvent rendre les gens financièrement capables de prendre leur retraite plus tôt.

Les probabilités de retraite sont en relation positive avec le prestige professionnel. Cette constatation s'accorde avec les résultats précédents des tableaux 3A et 3B où l'âge prévu de la retraite était en rapport négatif avec le prestige professionnel. Comme l'indique le coefficient 0,007 au tableau 3C, chaque échelon atteint à l'indice du prestige professionnel (qui va d'une valeur minimale de 1 à une valeur maximale de 16) correspond à une augmentation de 7/10 p. 100 des probabilités de retraite.

Ces probabilités varient considérablement selon les secteurs d'activité. Elles sont les plus basses dans l'industrie primaire et la construction et les plus hautes dans l'administration publique.

Une fois pris en compte l'effet des autres facteurs qui influent sur la décision de prendre sa retraite, on constate que les probabilités de retraite sont maximales dans les provinces de l'Atlantique et minimales au Québec et en Colombie-Britannique.

8. *Examen sommaire des résultats de régression*

La diversité des mesures de la retraite auxquelles nous nous reportons (âge prévu de la retraite aux tableaux 3A et 3B) et décision de retraite effective (au tableau 3C) rend manifestement difficile toute récapitulation des résultats de régression. Qui plus est, on note des différences concernant l'âge prévu de la retraite selon qu'on omet dans l'analyse les cas de retraite exclue (tableau 3A) ou qu'on leur attribue des âges prévus de retraite hypothétiques en fonction du reste de l'espérance de vie des intéressés (tableau 3B).

Toutes les spécifications nous livrent des renseignements utiles, mais à l'égard de questions quelque peu différentes. En général, on obtient des résultats largement concordants. Ajoutons que, dans tous les cas, les *carrés r*, qui vont de 0,32 à 0,39, se ressemblent, ce qui indique que les variables retenues aux fins de l'analyse expliquent habituellement plus du tiers de la variation des mesures de la retraite servant de variables dépendantes. Les valeurs sont plutôt élevées pour les régressions transversales. Y a-t-il une spécification à « privilégier »? Les résultats présentés au tableau 3B seront sans doute plus révélateurs, surtout si on les complète par les résultats des autres régressions.

La mesure de l'âge prévu de la retraite constitue probablement une mesure plus « nette » des intentions des candidats éventuels à la retraite par rapport à la mesure de la décision de retraite réelle, ce qu'on doit au fait que les gens déjà à la retraite, peut-être à un âge hâtif, ne figurent pas dans l'ensemble de données comme candidats à la retraite. De plus, si on privilégie les estimations où les gens qui ont dit exclure toute idée de retraite se voient attribuer un âge de retraite hypothétique en fonction du reste de leur espérance de vie, il semblerait bon d'intégrer à l'analyse leur préférence apparemment marquée pour le maintien de l'activité.

Ainsi, les généralisations suivantes de l'analyse économétrique seront normalement fondées sur les régressions selon l'âge prévu de retraite aux tableaux 3A et 3B plutôt que sur les régressions selon la décision de retraite effective au tableau 3C (signalons toutefois que les résultats des premiers tableaux sont complétés au besoin par les autres résultats du dernier) :

- Après avoir pris en compte d'autres variables qui influent sur la décision de prendre sa retraite, on ne constate aucune différence significative entre hommes et femmes pour ce qui est de l'âge prévu de la retraite.

- L'âge prévu de la retraite augmente constamment avec l'âge des intéressés, d'où la constatation que les jeunes travailleurs prévoient nettement prendre leur retraite plus tôt que les travailleurs plus âgés. Les 65 ans et plus ont l'intention de quitter de 9 à 13 ans après les gens qui ont entre 45 et 49 ans.

- L'âge prévu de la retraite s'accroît généralement avec l'instruction, surtout dans le cas des diplômés d'université qui préfèrent continuer à travailler et ainsi différer leur retraite

- Les gens ayant un conjoint prévoient généralement prendre leur retraite avant les autres. De plus, ils auront plus de chances d'être retraités si leur propre conjoint l'est déjà et moins si celui-ci travaille toujours, ce qui illustre la complémentarité des décisions de retraite au sein des ménages.

- Les gens qui n'étaient pas en mauvaise santé étaient enclins à continuer à travailler, reportant ainsi leur retraite, et ils avaient moins de chances d'être déjà à la retraite. Une fois prises en compte les autres variables qui influent sur la décision de prendre sa retraite, on constate sans doute que la mauvaise santé peut représenter un important élément d'incitation à la retraite.

- Les gens qui ont fait des économies (ce qu'indique leur revenu d'intérêts) prévoient prendre leur retraite plus tôt, et les probabilités qu'ils l'aient effectivement prise dans les cinq ans précédant l'année d'enquête sont bien supérieures, d'où le grand rôle de l'épargne sur le plan du financement de la retraite. L'importance des biens comme facteur de retraite témoigne également du fait que les propriétaires de maison prévoient prendre leur retraite avant les autres.

- Les gens relevant d'une convention collective ont l'intention de quitter leur emploi plus tôt que les autres.

- Les gens appartenant à des professions de grand prestige prévoient prendre leur retraite (tableaux 3A et 3B) avant ceux des professions ayant peu de prestige, et les probabilités de retraite sont plus grandes dans leur cas (tableau 3C). Ce résultat est toutefois quelque peu étonnant, car le plus grand prestige et la rémunération généralement accrue qui s'attachent à ces professions supérieures devraient rendre plus attrayant le maintien de l'activité et enlever des vertus à la retraite. Il est possible que le surcroît de richesse que procurent les emplois de grand prestige permette à ceux qui les occupent de se payer le luxe de la retraite, ce dont on ne rend pas entièrement compte dans l'analyse avec les mesures brutes de la richesse que représentent les économies (décrites par la variable de substitution du revenu d'intérêts) et la propriété d'une habitation.

- Même après avoir pris en compte l'effet des autres facteurs déterminants de la décision de prendre sa retraite, on relève une certaine variation de l'âge prévu de la retraite selon les secteurs d'activité. Cette variation s'établit ainsi par ordre décroissant de l'âge prévu de retraite, du plus tardif au plus hâtif : industrie primaire, industrie secondaire, industrie tertiaire, santé et éducation, construction et administration publique.

- Une fois prises en compte les autres variables que l'on croit influer sur les décisions de retraite, on ne voit guère de variation de l'âge prévu (tableaux 3A et 3B) et des probabilités de retraite (tableau 3C) selon les provinces. Les habitants des provinces de l'Atlantique prévoient généralement quitter plus tôt et les probabilités de retraite sont

les plus grandes dans leur cas, ce qui pourrait aussi s'expliquer par les possibilités moindres d'emploi dans la région et par la viabilité de la production domestique.

- Bien qu'on n'ait pas directement intégré à l'analyse les divers éléments d'incitation à la retraite des régimes de retraite des employeurs, les résultats révèlent nettement un important effet d'encouragement à la retraite. C'est ce que confirment un certain nombre de nos constatations :

  — L'âge prévu de la retraite présente de grandes pointes aux âges de 55 et 60 ans, qui correspondent aux pointes de l'accumulation des droits à la retraite dans les régimes types de retraite des employeurs (tableaux 1A et 1D).

  — Pour les gens qui participent à un régime de retraite de l'employeur, l'âge prévu de retraite est de 1,3 à 2,4 ans antérieur à celui des autres répondants (tableaux 3A et 3B).

  — Les gens qui ont un régime de retraite de l'employeur sont plus susceptibles — dans une proportion de plus de 20 p. 100 — de prendre leur retraite que ceux qui n'en ont pas (tableau 3C).

  — Si les hommes ont plus de chances de prendre leur retraite (tableau 3C), c'est peut-être qu'ils ont de meilleures probabilités que les femmes d'avoir accumulé des droits à retraite et des augmentations de salaire en fonction de leur ancienneté, d'où un plus grand attrait de la retraite anticipée dans les régimes de fin de carrière.

  — Si les travailleurs de plus de 65 ans prévoient prendre leur retraite plus tard (tableaux 3A et 3B) et que les probabilités de retraite diminuent en réalité après l'âge de 65 ans (tableau 3C), c'est sans doute que les intéressés ont passé l'âge d'application des dispositions de retraite anticipée ou normale des régimes de retraite auxquels ils auraient pu adhérer dans leur profession.

  — Les âges hâtifs de planification de la retraite qui prédominent dans des secteurs comme ceux des services de santé et d'éducation et de l'administration publique (tableaux 3A et 3B) coïncident avec les éléments d'incitation à une retraite hâtive qu'offrent généralement les régimes de retraite d'employeurs dans ces secteurs d'activité.

L'analyse de la section précédente met en lumière l'effet possible d'incitation à la retraite des dispositions de retraite anticipée, spéciale ou retardée des régimes de retraite d'employeurs et les possibilités de retraite créées par l'épargne à laquelle donne lieu la participation à ces régimes. Les dispositions de retraite anticipée ou spéciale produisent de grandes pointes d'accumulation des droits à la retraite aux âges où ils commencent à s'appliquer, soit respectivement à 55 et à 60 ans. Ces pointes représentent un net encouragement à la retraite à ces âges déterminants, car on se trouverait à perdre les droits accumulés si on quittait avant ces âges et à ne pas acquérir de droits supplémentaires si on prenait sa retraite après.

Les données de la présente étude semblent indiquer que les effets possibles d'incitation des régimes de retraite des employeurs se manifestent réellement tant sur l'âge prévu que sur la décision effective de retraite. On constate essentiellement que les pointes de l'âge prévu de retraite et de la décision de retraite effective correspondent aux pointes d'accumulation des droits à la retraite.

En conclusion de cette analyse, nous devons avertir le lecteur que les données sont indirectes, les renseignements disponibles ne nous permettant pas d'intégrer directement les différentes caractéristiques des régimes de retraite des employeurs aux équations des décisions de retraite. Néanmoins, l'information dont nous disposons indique avec netteté que ces régimes rendent à la fois plus facile et plus attrayante la retraite anticipée par la sécurité financière qu'ils procurent et les éléments d'incitation qu'ils engendrent.

TABLEAU 1A
Âge prévu de la retraite
(personnes actives de 45 ans et plus)

		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
Âge	47	1	0,1	0,1
	48	1	0,1	0,1
	50	20	1,3	1,4
	51	6	0,4	1,8
	52	9	0,6	2,4
	53	5	0,3	2,8
	54	7	0,5	3,2
	55	204	13,4	16,7
	56	19	1,3	17,9
	57	28	1,8	19,8
	58	46	3,0	22,8
	59	16	1,1	23,8
	60	324	21,3	45,2
	61	27	1,8	47,0
	62	56	3,7	50,7
	63	32	2,1	52,8
	64	15	1,0	53,8
	65	377	24,8	78,6
	66	12	0,8	79,4
	67	8	0,5	79,9
	68	10	0,7	80,6
	69	3	0,2	80,8
	70	20	1,3	82,1
	71	2	0,1	82,2
	73	3	0,2	82,4
	75	7	0,5	82,9
	76	1	0,1	82,9
	80	3	0,2	83,1
	90	3	0,2	83,3
	100	1	0,1	83,4
	jamais	252	16,6	100,0
	Total	1 518	100,0	100,0

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 1B

Âge prévu de la retraite
(personnes actives de 45 ans et plus : imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue » en fonction de l'espérance de vie des intéressés)

		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
Âge	47	1	0,1	0,1
	48	1	0,1	0,1
	50	20	1,3	1,4
	51	6	0,4	1,8
	52	9	0,6	2,4
	53	5	0,3	2,8
	54	7	0,5	3,2
	55	204	13,4	16,7
	56	19	1,3	17,9
	57	28	1,8	19,8
	58	46	3,0	22,8
	59	16	1,1	23,8
	60	324	21,3	45,2
	61	27	1,8	47,0
	62	56	3,7	50,7
	63	32	2,1	52,8
	64	15	1,0	53,8
	65	377	24,8	78,6
	66	12	0,8	79,4
	67	8	0,5	79,9
	68	10	0,7	80,6
	69	3	0,2	80,8
	70	20	1,3	82,1
	71	2	0,1	82,2
	73	3	0,2	82,4
	75	7	0,5	82,9
	76	1	0,1	82,9
	77	30	2,0	84,9
	78	31	2,0	87,0
	79	34	2,2	89,2
	80	28	1,8	91,0
	81	19	1,3	92,3
	83	58	3,8	96,1
	84	33	2,2	98,3
	85	9	0,6	98,9
	86	8	0,5	99,4
	87	4	0,3	99,7
	88	1	0,1	99,7
	90	3	0,2	99,9
	100	1	0,1	100,0
	Total	1 518	100,0	100,0

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 1C
Âge prévu de la retraite
(personnes actives de 16 à 44 ans)

		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
Âge	45	95	3,6	3,6
	46	2	0,1	3,6
	47	4	0,2	3,8
	48	5	0,2	4,0
	49	4	0,2	4,1
	50	260	9,8	13,9
	51	3	0,1	14,0
	52	18	0,7	14,7
	53	23	0,9	15,6
	54	5	0,2	15,7
	55	845	31,7	47,5
	56	11	0,4	47,9
	57	22	0,8	48,7
	58	69	2,6	51,3
	59	6	0,2	51,5
	60	452	17,0	68,5
	61	1	0,0	68,6
	62	14	0,5	69,1
	63	12	0,5	69,5
	64	1	0,0	69,6
	65	504	18,9	88,5
	66	2	0,1	88,6
	67	2	0,1	88,7
	69	1	0,0	88,7
	70	22	0,8	89,5
	71	1	0,0	89,6
	75	4	0,2	89,7
	80	3	0,1	89,8
	90	1	0,0	89,9
	100	2	0,1	89,9
	jamais	268	10,1	100,0
	Total	2 662	100,0	100,0

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 1D

Âge prévu de la retraite
(personnes actives de 16 à 44 ans : imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue » en fonction de l'espérance de vie des intéressés)

		Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
Âge	45	95	3,6	3,6
	46	2	0,1	3,6
	47	4	0,2	3,8
	48	5	0,2	4,0
	49	4	0,2	4,1
	50	260	9,8	13,9
	51	3	0,1	14,0
	52	18	0,7	14,7
	53	23	0,9	15,6
	54	5	0,2	15,7
	55	845	31,7	47,5
	56	11	0,4	47,9
	57	22	0,8	48,7
	58	69	2,6	51,3
	59	6	0,2	51,5
	60	452	17,0	68,5
	61	1	0,0	68,6
	62	14	0,5	69,1
	63	12	0,5	69,5
	64	1	0,0	69,6
	65	504	18,9	88,5
	66	2	0,1	88,6
	67	2	0,1	88,7
	69	1	0,0	88,7
	70	22	0,8	89,5
	71	1	0,0	89,6
	75	272	10,2	99,8
	80	3	0,1	99,9
	90	1	0,0	99,9
	100	2	0,1	100,0
	Total	2 662	100,0	100,0

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 2A

Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)

	N	Minimum	Maximum	Moyenne	Écart-type
(Femmes)	1 266	0,00	1,00	0,4084	0,4917
Hommes	1 266	0,00	1,00	0,5916	0,4917
(45 à 49 ans)	1 266	0,00	1,00	0,3397	0,4738
50 à 54 ans	1 266	0,00	1,00	0,2141	0,4103
55 à 59 ans	1 266	0,00	1,00	0,2883	0,4532
60 à 64 ans	1 266	0,00	1,00	0,1303	0,3368
65 à 69 ans	1 266	0,00	1,00	0,0221	0,1471
70 ans et plus	1 266	0,00	1,00	0,0055	0,0742
(Moins que les études secondaires)	1 266	0,00	1,00	0,2646	0,4413
Diplôme d'études secondaires	1 266	0,00	1,00	0,1912	0,3934
Ét. postsecondaires incomplètes	1 266	0,00	1,00	0,0687	0,2531
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	1 266	0,00	1,00	0,2543	0,4357
Diplôme d'université	1 266	0,00	1,00	0,2212	0,4152
(Sans conjoint)	1 266	0,00	1,00	0,2828	0,4505
Conjoint qui travaille	1 266	0,00	1,00	0,4605	0,4986
Conjoint qui tient la maison	1 266	0,00	1,00	0,1864	0,3896
Conjoint retraité	1 266	0,00	1,00	0,0411	0,1985
Conjoint malade	1 266	0,00	1,00	0,0190	0,1364
Autre situation du conjoint	1 266	0,00	1,00	0,0103	0,1009
(Mauvaise santé)	1 266	0,00	1,00	0,0142	0,1184
Santé passable	1 266	0,00	1,00	0,0727	0,2597
Santé bonne	1 266	0,00	1,00	0,2575	0,4374
Santé très bonne	1 266	0,00	1,00	0,3570	0,4793
Santé excellente	1 266	0,00	1,00	0,2930	0,4553
État de santé inconnu	1 266	0,00	1,00	0,0055	0,0742
(Sans autre revenu)	1 266	0,00	1,00	0,9779	0,1471
Autres revenus reçus	1 266	0,00	1,00	0,0213	0,1446
(Sans revenu d'intérêts)	1 266	0,00	1,00	0,6390	0,4805
Revenu d'intérêts reçu	1 266	0,00	1,00	0,3605	0,4803
(Non-propriétaires de maison)	1 266	0,00	1,00	0,1675	0,3735
Propriétaires de maison	1 266	0,00	1,00	0,8311	0,3748
(Absence de convention coll.)	1 266	0,00	1,00	0,3223	0,4675
Application d'une convention coll.	1 266	0,00	1,00	0,6777	0,4675
(Absence de rég. de retr. d'empl.)	1 266	0,00	1,00	0,6288	0,4833
Participation à rég. de retr. d'empl.	1 266	0,00	1,00	0,3712	0,4833
Indice du prestige professionnel	1 266	1,00	16,00	8,5296	4,3461

TABLEAU 2A (suite)
Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)

(Industrie de fabrication)	1 266	0,00	1,00	0,1272	0,3333
Industrie primaire	1 266	0,00	1,00	0,0664	0,2490
Industrie de la construction	1 266	0,00	1,00	0,0608	0,2391
Industrie tertiaire	1 266	0,00	1,00	0,3697	0,4829
Santé et éducation	1 266	0,00	1,00	0,2362	0,4249
Administration publique	1 266	0,00	1,00	0,1090	0,3118
(Ontario)	1 266	0,00	1,00	0,2393	0,4268
Provinces de l'Atlantique	1 266	0,00	1,00	0,1635	0,3700
Québec	1 266	0,00	1,00	0,1943	0,3958
Man. et Sask.	1 266	0,00	1,00	0,1493	0,3565
Alberta	1 266	0,00	1,00	0,1224	0,3279
Colombie-Britannique	1 266	0,00	1,00	0,1311	0,3377
Âge prévu de la retraite	1 266	47,00	100,00	61,0039	4,9057

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 2B

Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus avec les cas de retraite « exclue »)

	N	Minimum	Maximum	Moyenne	Écart-type
(Femmes)	1 518	0,00	1,00	0,3999	0,4900
Hommes	1 518	0,00	1,00	0,6001	0,4900
(45 à 49 ans)	1 518	0,00	1,00	0,3175	0,4657
50 à 54 ans	1 518	0,00	1,00	0,2141	0,4103
55 à 59 ans	1 518	0,00	1,00	0,2767	0,4475
60 à 64 ans	1 518	0,00	1,00	0,1331	0,3398
65 à 69 ans	1 518	0,00	1,00	0,0369	0,1886
70 ans et plus	1 518	0,00	1,00	0,0217	0,1459
(Moins que les études secondaires)	1 518	0,00	1,00	0,2714	0,4448
Diplôme d'études secondaires	1 518	0,00	1,00	0,1831	0,3869
Ét. postsecondaires incomplètes	1 518	0,00	1,00	0,0718	0,2582
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	1 518	0,00	1,00	0,2484	0,4322
Diplôme d'université	1 518	0,00	1,00	0,2253	0,4179
(Sans conjoint)	1 518	0,00	1,00	0,2938	0,4557
Conjoint qui travaille	1 518	0,00	1,00	0,4473	0,4974
Conjoint qui tient la maison	1 518	0,00	1,00	0,1845	0,3880
Conjoint retraité	1 518	0,00	1,00	0,0428	0,2025
Conjoint malade	1 518	0,00	1,00	0,0198	0,1392
Autre situation du conjoint	1 518	0,00	1,00	0,0119	0,1083
(Mauvaise santé)	1 518	0,00	1,00	0,0171	0,1298
Santé passable	1 518	0,00	1,00	0,0718	0,2582
Santé bonne	1 518	0,00	1,00	0,2536	0,4352
Santé très bonne	1 518	0,00	1,00	0,3452	0,4756
Santé excellente	1 518	0,00	1,00	0,3037	0,4600
État de santé inconnu	1 518	0,00	1,00	0,0086	0,0922
(Sans autre revenu)	1 518	0,00	1,00	0,9763	0,1522
Autres revenus reçus	1 518	0,00	1,00	0,0218	0,1460
(Sans revenu d'intérêts)	1 518	0,00	1,00	0,6324	0,4823
Revenu d'intérêts reçu	1 518	0,00	1,00	0,3663	0,4820
(Non-propriétaires de maison)	1 518	0,00	1,00	0,1772	0,3820
Propriétaires de maison	1 518	0,00	1,00	0,8208	0,3837
(Absence de convention coll.)	1 518	0,00	1,00	0,3920	0,4883
Application d'une convention coll.	1 518	0,00	1,00	0,6080	0,4883
(Absence de rég. de retr. d'empl.)	1 518	0,00	1,00	0,6759	0,4682
Participation à rég. de retr. d'empl.	1 518	0,00	1,00	0,3241	0,4682
Indice du prestige professionnel	1 518	1,00	16,00	8,4413	4,2661

TABLEAU 2B (suite)
Statistiques descriptives des variables qui influent sur l'âge prévu de la retraite (personnes actives de 45 ans et plus avec les cas de retraite « exclue »)

(Industrie de fabrication)	1 518	0,00	1,00	0,1232	0,3288
Industrie primaire	1 518	0,00	1,00	0,0863	0,2809
Industrie de la construction	1 518	0,00	1,00	0,0586	0,2350
Industrie tertiaire	1 518	0,00	1,00	0,3854	0,4868
Santé et éducation	1 518	0,00	1,00	0,2134	0,4099
Administration publique	1 518	0,00	1,00	0,0975	0,2967
(Ontario)	1 518	0,00	1,00	0,2391	0,4267
Provinces de l'Atlantique	1 518	0,00	1,00	0,1535	0,3606
Québec	1 518	0,00	1,00	0,2009	0,4008
Man. et Sask.	1 518	0,00	1,00	0,1482	0,3554
Alberta	1 518	0,00	1,00	0,1206	0,3257
Colombie-Britannique	1 518	0,00	1,00	0,1377	0,3447
Âge prévu de la retraite (imputation)	1 518	47,00	100,00	64,3300	8,7800

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 2C

Statistiques descriptives des variables qui influent sur la décision de retraite effective (personnes actives de 45 ans et plus)

	N	Minimum	Maximum	Moyenne	Écart-type
(Femmes)	2 692	0,00	1,00	0,4298	0,4951
Hommes	2 692	0,00	1,00	0,5702	0,4951
(45 à 49 ans)	2 692	0,00	1,00	0,2574	0,4373
50 à 54 ans	2 692	0,00	1,00	0,1764	0,3813
55 à 59 ans	2 692	0,00	1,00	0,2749	0,4465
60 à 64 ans	2 692	0,00	1,00	0,1731	0,3784
65 à 69 ans	2 692	0,00	1,00	0,0880	0,2834
70 ans et plus	2 692	0,00	1,00	0,0301	0,1709
(Moins que les études secondaires)	2 692	0,00	1,00	0,3362	0,4725
Diplôme d'études secondaires	2 692	0,00	1,00	0,1668	0,3729
Ét. postsecondaires incomplètes	2 692	0,00	1,00	0,0724	0,2593
Études dans un coll, comm, ou un établ. d'ens. prof.	2 692	0,00	1,00	0,2363	0,4249
Diplôme d'université	2 692	0,00	1,00	0,1883	0,3911
(Sans conjoint)	2 692	0,00	1,00	0,3094	0,4623
Conjoint qui travaille	2 692	0,00	1,00	0,3912	0,4881
Conjoint qui tient la maison	2 692	0,00	1,00	0,1842	0,3878
Conjoint retraité	2 692	0,00	1,00	0,0773	0,2671
Conjoint malade	2 692	0,00	1,00	0,0208	0,1427
Autre situation du conjoint	2 692	0,00	1,00	0,0171	0,1296
(Mauvaise santé)	2 692	0,00	1,00	0,0379	0,1910
Santé passable	2 692	0,00	1,00	0,0906	0,2871
Santé bonne	2 692	0,00	1,00	0,2667	0,4423
Santé très bonne	2 692	0,00	1,00	0,3236	0,4679
Santé excellente	2 692	0,00	1,00	0,2656	0,4417
État de santé inconnu	2 692	0,00	1,00	0,0156	0,1240
(Sans autre revenu)	2 692	0,00	1,00	0,9625	0,1901
Autres revenus reçus	2 692	0,00	1,00	0,0267	0,1612
(Sans revenu d'intérêts)	2 692	0,00	1,00	0,6441	0,4789
Revenu d'intérêts reçu	2 692	0,00	1,00	0,3486	0,4766
(Non-propriétaires de maison)	2 692	0,00	1,00	0,1839	0,3875
Propriétaires de maison	2 641	0,00	1,00	0,8126	0,3903
(Absence de convention coll.)	2 692	0,00	1,00	0,5702	0,4951
Application d'une convention coll.	2 692	0,00	1,00	0,4298	0,4951
(Absence de rég. de retr. d'empl.)	2 692	0,00	1,00	0,6999	0,4584
Participation à rég. de retr. d'empl.	2 692	0,00	1,00	0,3001	0,4584
Indice du prestige professionnel	2 692	1,00	16,00	7,9188	4,3001

TABLEAU 2C (suite)
Statistiques descriptives des variables qui influent sur la décision de retraite effective (personnes actives de 45 ans et plus)

(Industrie de fabrication)	2 692	0,00	1,00	0,1363	0,3432
Industrie primaire	2 692	0,00	1,00	0,0914	0,2882
Industrie de la construction	2 692	0,00	1,00	0,0624	0,2419
Industrie tertiaire	2 692	0,00	1,00	0,4049	0,4910
Santé et éducation	2 692	0,00	1,00	0,2021	0,4016
Administration publique	2 692	0,00	1,00	0,0862	0,2807
(Ontario)	2 692	0,00	1,00	0,2366	0,4251
Provinces de l'Atlantique	2 692	0,00	1,00	0,1909	0,3931
Québec	2 692	0,00	1,00	0,1805	0,3847
Man. et Sask.	2 692	0,00	1,00	0,1430	0,3502
Alberta	2 692	0,00	1,00	0,1174	0,3219
Colombie-Britannique	2 692	0,00	1,00	0,1315	0,3380
Variable auxiliaire « retraités »	2 692	0,00	1,00	0,1809	0,3850

Source : Fichier de micro données : Enquête sociale générale de 1994, cycle 9 : études, travail et retraite.

TABLEAU 3A

Âge prévu de la retraite : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)

	Coefficient	statistique *t*	Sign.
(Constante)	59,720	54,518	0,000
(Femmes)			
Hommes	0,794	2,816	0,005
(45 à 49 ans)			
50 à 54 ans	1,424	4,448	0,000
55 à 59 ans	3,285	10,991	0,000
60 à 64 ans	5,254	13,269	0,000
65 à 69 ans	9,058	11,061	0,000
70 ans et plus	13,402	8,580	0,000
(Moins que les études secondaires)			
Diplôme d'études secondaires	0,172	0,470	0,638
Ét. postsecondaires incomplètes	-0,610	-1,186	0,236
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	0,365	1,065	0,287
Diplôme d'université	0,647	1,520	0,129
(Sans conjoint)			
Conjoint qui travaille	-0,873	-2,969	0,003
Conjoint qui tient la maison	-0,783	-2,022	0,043
Conjoint retraité	-1,147	-1,849	0,065
Conjoint malade	0,572	0,664	0,507
Autre situation du conjoint	-1,464	-1,245	0,213
(Mauvaise santé)			
Santé passable	2,518	2,399	0,017
Santé bonne	2,767	2,795	0,005
Santé très bonne	2,717	2,769	0,006
Santé excellente	3,060	3,098	0,002
État de santé inconnu	3,779	2,042	0,041
(Sans autre revenu)			
Autres revenus reçus	0,623	0,776	0,438
(Sans revenu d'intérêts)			
Revenu d'intérêts reçu	-0,468	-1,854	0,064
(Non-propriétaires de maison)			
Propriétaires de maison	-1,921	-5,833	0,000
(Absence de convention coll.)			
Application d'une convention coll.	-0,301	-1,050	0,294
(Absence de rég. de retr. d'empl.)			
Participation à rég. de retr. d'empl.	-1,268	-4,423	0,000
Indice du prestige professionnel	-0,0794	-2,330	0,020
(Industrie de fabrication)			
Industrie primaire	-0,423	-0,760	0,447
Industrie de la construction	-0,370	-0,660	0,510
Industrie tertiaire	-0,489	-1,394	0,164
Santé et éducation	-0,0328	-0,078	0,938
Administration publique	-1,091	-2,309	0,021

TABLEAU 3A (suite) Âge prévu de la retraite : régression MCO (personnes actives de 45 ans et plus sans les cas de retraite « exclue »)			
(Ontario)			
Provinces de l'Atlantique	-0,594	-1,582	0,114
Québec	-0,920	-2,598	0,009
Man. et Sask.	-0,186	-0,479	0,632
Alberta	-0,113	-0,276	0,782
Colombie-Britannique	-0,338	-0,850	0,396
carré r=0,317; n=1 266; valeur moyenne de la variable dépendante=60,98.			

TABLEAU 3B

Âge prévu de la retraite : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus; imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue »)

	Coefficient	statistique *t*	Sign.
(Constante)	66,655	39,467	0,000
(Femmes)			
Hommes	0,332	0,718	0,473
(45 à 49 ans)			
50 à 54 ans	2,368	4,476	0,000
55 à 59 ans	3,270	6,516	0,000
60 à 64 ans	5,463	8,496	0,000
65 à 69 ans	11,893	11,063	0,000
70 ans et plus	18,017	13,083	0,000
(Moins que les études secondaires)			
Diplôme d'études secondaires	-0,213	-0,354	0,723
Ét. postsecondaires incomplètes	0,453	0,550	0,583
Études dans un coll. comm. ou un établ. d'ens. prof.	0,362	0,650	0,516
Diplôme d'université	2,035	3,022	0,003
(Sans conjoint)			
Conjoint qui travaille	-0,979	-2,034	0,042
Conjoint qui tient la maison	-1,523	-2,418	0,016
Conjoint retraité	-0,333	-0,335	0,738
Conjoint malade	0,840	0,608	0,543
Autre situation du conjoint	-1,089	-0,607	0,544
(Mauvaise santé)			
Santé passable	1,212	0,761	0,447
Santé bonne	1,635	1,100	0,272
Santé très bonne	1,252	0,850	0,395
Santé excellente	2,325	1,572	0,116
État de santé inconnu	6,884	2,718	0,007
(Sans autre revenu)			
Autres revenus reçus	1,930	1,479	0,139
(Sans revenu d'intérêts)			
Revenu d'intérêts reçu	-0,415	-1,004	0,316
(Non-propriétaires de maison)			
Propriétaires de maison	-2,487	-4,749	0,000
(Absence de convention coll.)			
Application d'une convention coll.	-3,322	-7,222	0,000
(Absence de rég. de retr. d'empl.)			
Participation à rég. de retr. d'empl.	-2,414	-4,930	0,000
Indice du prestige professionnel	-0,139	-2,514	0,012
(Industrie de fabrication)			
Industrie primaire	0,855	1,005	0,315
Industrie de la construction	-1,580	-1,714	0,087
Industrie tertiaire	-0,447	-0,784	0,433
Santé et éducation	-1,000	-1,435	0,152

TABLEAU 3B (suite)
Âge prévu de la retraite : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus; imputation d'un âge de retraite aux cas de retraite « exclue »)

Administration publiques (Ontario)	-1,430	-1,792	0,073
Provinces de l'Atlantique	-1,152	-1,846	0,065
Québec	-0,149	-0,261	0,794
Man. et Sask.	-0,684	-1,073	0,283
Alberta	-0,756	-1,124	0,261
Colombie-Britannique	0,415	0,648	0,517

carré r=0,332; n=1 518; valeur moyenne de la variable dépendante=64,32.

TABLEAU 3C
Décision de retraite effective : régression MCO
(personnes actives de 45 ans et plus)

	Coefficient	Statistique *t*	Sign.
(Constante)	0,1353	3,341	0,001
(Femmes)			
Hommes	0,0447	3,123	0,002
(45 à 49 ans)			
50 à 54 ans	0,0176	0,962	0,336
55 à 59 ans	0,1020	6,149	0,000
60 à 64 ans	0,2571	13,112	0,000
65 à 69 ans	0,4630	18,596	0,000
70 ans et plus	0,3457	9,236	0,000
(Moins que les études secondaires)	-0,0391	-2,110	0,035
Diplôme d'études secondaires			
Ét. postsecondaires incomplètes	0,0347	1,388	0,165
Études dans un coll. comm. ou un établ d'ens. prof.	-0,0191	-1,131	0,258
Diplôme d'université	-0,0307	-1,437	0,151
(Sans conjoint)	-0,0427	-2,817	0,005
Conjoint qui travaille			
Conjoint qui tient la maison	-0,0048	-0,248	0,804
Conjoint retraité	0,1181	4,797	0,000
Conjoint malade	-0,0342	-0,811	0,418
Autre situation du conjoint	-0,0302	-0,601	0,548
(Mauvaise santé)	-0,0659	-1,836	0,067
Santé passable			
Santé bonne	-0,0443	-1,367	0,172
Santé très bonne	-0,0629	-1,950	0,051
Santé excellente	-0,0699	-2,139	0,033
État de santé inconnu	-0,1054	-1,761	0,078
(Sans autre revenu)	-0,0230	-0,621	0,535
Autres revenus reçus			
(Sans revenu d'intérêts)	0,0474	3,601	0,000
Revenu d'intérêts reçu			
(Non-propriétaires de maison)	-0,0092	-0,566	0,571
Propriétaires de maison			
(Absence de convention coll.)	-0,2585	-18,669	0,000
Application d'une convention coll.			
(Absence de rég. de retr. d'empl.)	0,2058	13,991	0,000
Participation à rég. de retr. d'empl.			
Indice du prestige professionnel	0,0072	4,196	0,000
(Industrie de fabrication)	-0,1262	-4,903	0,000
Industrie primaire			
Industrie de la construction	-0,1058	-3,749	0,000
Industrie tertiaire	-0,0267	-1,481	0,139
Santé et éducation	-0,0263	-1,173	0,241
Administration publique	0,0317	1,227	0,220

TABLEAU 3C (suite) Décision de retraite effective : régression MCO (personnes actives de 45 ans et plus)			
(Ontario)			
Provinces de l'Atlantique	0,0495	2,677	0,007
Québec	-0,0423	-2,288	0,022
Man. et Sask.	-0,0269	-1,336	0,182
Alberta	-0,0200	-0,945	0,345
Colombie-Britannique	-0,0354	-1,744	0,081
carré r=0,390; n=2 692; valeur moyenne de la variable dépendante=1 809.			

ANNEXE 1

Coefficients de régression logistique et variation des probabilités (dp/dx) par rapport aux coefficients de régression MCO, équations de la retraite

Variable	Coefficient de régression logistique	dp/dx	Coefficient de régression MCO
Hommes	0,5884	0,087 **	0,045 **
50 à 54 ans	1,8473	0,274 **	0,018
55 à 59 ans	3,2374	0,480 **	0,102 **
60 à 64 ans	4,1978	0,622 **	0,257 **
65 à 69 ans	5,1525	0,763 **	0,463 **
70 ans et plus	4,6352	0,687 **	0,346 **
Dipl. d'études secondaires	-0,6175	-0,091 **	-0,039 **
Ét. postsec. incomplètes	0,3906	0,058	0,035
Ét. dans un coll. comm. ou un établ. de formation prof.	-0,1465	-0,022	-0,019
Diplôme d'université	-0,0623	-0,009	-0,031
Conjoint qui travaille	-0,710?	-0,105 **	-0,043 **
Conjoint qui tient la maison	-0,2494	-0,037	-0,005
Conjoint retraité	0,7386	0,109 **	0,118 **
Conjoint malade	-0,2882	-0,043	-0,034
Conjoint, autre situation	-0,4103	-0,061	-0,030
Santé passable	-0,5804	-0,086 *	-0,066 *
Santé bonne	-0,3747	-0,056	-0,044
Santé très bonne	-0,6818	-0,101 **	-0,063 *
Santé excellente	-0,7188	-0,107 **	-0,070 **
Santé inconnue	-0,9113	-0,135	-0,105 *
Autres revenus	-0,0826	-0,012	-0,023
Revenu d'intérêts	0,4165	0,062 **	0,047 **
Propriétaire d'une habitation	0,0250	0,004	-0,009
Convention collective	3,5689	0,529 **	-0,259 **
Rég. de retraite de l'employeur	2,2754	0,337 **	0,206 **
Prestige professionnel	0,0513	0,008 **	0,007 **
Industrie primaire	1,0492	0,155 **	-0,126 **
Construction	-0,8143	-0,121 **	-0,106 **
Industrie tertiaire	-0,2716	-0,040	-0,027
Santé et éducation	-0,0425	-0,006	-0,026
Administration publique	0,6994	0,104 **	0,032
Provinces de l'Atlantique	0,4601	0,068 **	0,050 **

APPENDIX 1 (suite)

Coefficients de régression logistique et variation des probabilités (dp/dx) par rapport aux coefficients de régression MCO, équations de la retraite

Québec	-0,5632	-0,083 **	-0,042 **
Man. et Sask.	-0,3663	-0,054	-0,027
Alberta	-0,3072	-0,046	-0,020
Colombie-Britannique	-0,4303	-0,064 *	-0,035 *
Constante	4,4827	0,664 **	0,135 **

Dans le cas des coefficients de régression MCO, la signification statistique est désignée par ** au niveau de 0,05 et par * au niveau de 0,10, les valeurs critiques fondées sur le test bilatéral étant respectivement de 1,96 et de 1,65.

Dans le cas des coefficients de régression logistique, la signification est fonction des statistiques de Wald pour les données informatiques produites.

La mesure dp/dx se calcule comme le coefficient de régression logistique multiplié par P(1-P), où P=0,1809, soit les probabilités moyennes de retraite dans cet échantillon.